

APLICACION Y FUENTES DE VARIACION EN EL METODO DE ELECTORRESISTENCIA PARA EL ANALISIS GRANULOMETRICO DE LOS SEDIMENTOS LAMINADOS DEL GOLFO DE CALIFORNIA

Timothy Baumgartner McBride

Pedro Moreno Hentz

Vicente Ferrerira Bartrina

Centro de Investigación Científica y de Educación Superior de Ensenada

Apartado Postal 2732

Ensenada, B. C. 22800, México

BAUMGARTNER, T., P. Moreno Hentz y V. Ferreira Bartrina, 1983. Aplicación y fuentes de variación en el método de electrorresistencia para el análisis granulométrico de los sedimentos laminados del Golfo de California, *Ciencias Marinas*, 9(2): 31-50.

RESUMEN

El método de electrorresistencia permite construir el espectro de tamaños de partículas por conteo dentro de rangos específicos, basado en el volumen de la partícula. El presente trabajo evalúa la interferencia de la variación experimental en el estudio detallado de granulometría de series cronológicas de láminas estacionales en sedimentos marinos. Utilizando las mediciones de una secuencia de 66 láminas recolectadas del talud continental frente a Guaymas, Sonora, en el Golfo de California, se aplicaron análisis de varianza para distinguir entre la variación estratigráfica entre láminas, debido a efectos naturales, y la variación experimental asociada con la toma de alícuotas, así como el conteo de partículas proporcionado por el instrumento. Los resultados de los análisis de varianza muestran la estructura de la varianza tanto en el número total de partículas, así como en el número de partículas en los rangos individuales de tamaño en cada lámina. Para fines de este estudio se descompone el espectro de tamaños a 16 intervalos entre 2 y 51 μm . La variación experimental sube hasta interferir con la interpretación de la variación estratigráfica natural sólo en el último rango de tamaño, compuesto de partículas gruesas, mayores que aproximadamente 30 μm de diámetro.

ABSTRACT

Particle size spectra may be constructed by counting particles within given size ranges based upon the particle volume, using the method of electroresistance. This study evaluates the interference of experimental variation in the detailed investigation of grain size distributions within chronological series of seasonally formed laminae in marine sediments. Analysis of variance were performed on particle size distributions from a sequence of 66 laminae collected from the continental slope of Guaymas, Sonora in the Gulf of California in order to distinguish between the natural stratigraphic variation among laminae and the experimental variation associated with subsampling and particle counting by electroresistance. Results from the analyses of variance reveal the variance structure in total number of particles per lamina as well as in the particle number within individual size intervals. For this study the particle size spectrum was subdivided into 16 intervals between 2 and 51 μm . Experimental variation is shown to interfere with the interpretation of the stratigraphic variation only in the last size interval which is composed of particles greater than approximately 30 μm .

INTRODUCCION

El tamaño de las partículas es una propiedad de interés fundamental en la investigación de sedimentos recientes y de rocas sedimentarias antiguas, así como en el estudio de materiales en suspensión tales como partículas inorgánicas o como miembros del plancton en aguas naturales. La distribución de tamaños de las partículas individuales ha sido uno de los más importantes parámetros para la interpretación de la historia y origen de los sedimentos o suspensiones (Passega, 1964; Parsons, 1969). El interés de este estudio es el análisis de la granulometría de sedimentos finos con partículas de tamaño menor de 63 micras. En particular, nos interesa el análisis de los sedimentos hemipelágicos del Golfo de California, en cuyas pendientes se encuentran láminas sedimentarias estacionales delgadas compuestas principalmente de frústulas de diatomeas mezcladas con limos y arcillas.

Uno de los propósitos de los estudios paleoclimáticos es el recobrar información sobre cambios eco-climáticos en el medio ambiente sedimentario, basándose en los cambios en las poblaciones de partículas de las cuales se componen los sedimentos. La ventaja obvia en el estudio de los sedimentos laminados (considerándolos depósitos anuales), es su capacidad de rendir información con alta resolución y bien ordenada en el tiempo, a través de secuencias largas del orden de un siglo o más. Sin embargo, existen pocos métodos que se puedan adaptar al análisis rápido y eficiente de la granulometría de sedimentos compuestos de partículas finas, donde es necesario procesar grandes cantidades de muestras en un tiempo factible con relación a la información ganada.

El uso de métodos tradicionales requiere de un tiempo para análisis de una muestra que se puede medir en horas y aún hasta días, particularmente los métodos que utilizan el asentamiento de partículas como el de la pipeta, hasta el tubo de sedimentación con balanza analítica (Oser, 1972a). Por otro lado, el análisis de este tipo de muestras con el método de electrorresistencia requiere menos de 30 minutos. Este mé-

todo no había recibido gran atención en el análisis de sedimentos hasta la última década (McCave y Jarvis, 1973), aunque se ha utilizado en estudios de material en suspensión en aguas naturales desde hace más de 20 años (Sheldon y Parson, 1967). Una revisión de las técnicas que se pueden adaptar para el estudio de la granulometría de los sedimentos finos se puede encontrar en Swift, *et al.*, (1972) y Oser (1972a, 1972b). Después de considerar los posibles métodos aplicables al estudio de los sedimentos laminados finos, se decidió en el Centro de Investigación Científica y de Educación Superior de Ensenada por la compra de un sistema de medición de partículas por el método de electrorresistencia. El instrumento que se adquirió es el ElectroZone, Modelo 112 LSD, disponible comercialmente y fabricado por la compañía Particle Data, Inc., de Elmhurst, Illinois, E.E.U.U.

En contraste a las técnicas de granulometría por sedimentación, en las cuales se relaciona una velocidad de asentamiento con un diámetro equivalente, o a la técnica de estimación de un diámetro equivalente bajo el microscopio, el método de electrorresistencia mide el volumen de la partícula. Así es posible expresar el tamaño de la partícula por un diámetro equivalente al de una esfera del mismo volumen. Sin embargo, es importante reconocer el efecto de la forma de la partícula: una forma diferente a la esfera resulta en una desviación del diámetro real. Por ejemplo, una partícula en forma de disco (una diatomea) puede tener un diámetro real significativamente más grande que su diámetro equivalente. Por lo tanto, sería necesario establecer en una forma empírica la relación entre las distribuciones obtenidas por el método de electrorresistencia, contra distribuciones de diámetros hidráulicos obtenidos de las velocidades de asentamiento o contra los diámetros aparentes determinados con microscopio.

La compactación y pérdida de agua intersticial del sedimento, durante la acumulación de éste, puede alterar las configuraciones originales, tales como flóculos o agregados, en los cuales las partículas han llegado al fondo. Por supuesto, el tratamiento del sedimento para crear una suspensión de

partículas para el análisis cambia drásticamente las formas de los agregados de partículas preservados en el sedimento. Esto significa que el sedimento se reduce a una suspensión de partículas individuales en sus unidades más finas, seguramente diferente a la colección de las configuraciones en suspensión originales, que ocurrían durante el proceso de sedimentación.

El propósito de este reporte es doble. Primero, se pretende dar una descripción amplia del método de electrorresistencia, así como describir su aplicación al estudio de los sedimentos laminados hemipelágicos marinos, los cuales se componen de partículas finas. Segundo, se pretende describir e interpretar la estructura de varianza en el cuerpo de datos que provienen del análisis por el método de electrorresistencia. El objetivo específico de lo anterior es distinguir estadísticamente entre la verdadera variación entre láminas y la variación experimental que está compuesta de la variación por la toma de alícuotas (el submuestreo) de las láminas y el conteo de las partículas (asociado con la precisión del instrumento) en las alícuotas.

Por lo tanto, el estudio comprende la descripción cuantitativa de las diferentes fuentes de la variación en las características de la granulometría en una secuencia estratigráfica de 66 láminas sedimentarias, las cuales registran la depositación estacional durante un período de 33 años en la pendiente continental frente a Guaymas, Sonora. (Se utilizaron submuestras obtenidas de un núcleo de caja descrito más adelante). El interés principal es la variación en la distribución de las partículas entre aproximadamente 2 y 60 micras. Se puede reducir el interés a un juego de variables que comprende el número total de partículas en las muestras así como el número de partículas en las clases de tamaños utilizados en el análisis. Para los fines de este estudio, se ha ignorado que existe variación horizontal a lo largo del mismo nivel estratigráfico a través del área de estudio (entre núcleos) y posiblemente dentro del mismo núcleo. Además se ignora la variación asociada con la excisión de las láminas (el submuestreo del núcleo). Con el estudio actual, no se pueden evaluar estas últimas fuentes de variación

mencionada: se considera la diferencia entre la variación total y la variación experimental como la variación estratigráfica real.

EL METODO DE LA ELECTORRESISTENCIA

La configuración básica del instrumento se presenta en la Figura 1. La muestra de partículas se dispersa en un vaso lleno de electrolito y es mantenida en suspensión por la acción de mezcla de una propela. Se coloca dentro del vaso un tubo de vidrio vertical también lleno de electrolito y el cual está perforado por un orificio pequeño. Dos electrodos sumergidos en la solución mantienen una corriente eléctrica entre sí, estando uno de ellos dentro del tubo vertical y el otro en el vaso en la parte exterior del tubo. Por lo tanto, la corriente tiene que pasar a través del orificio donde se fuerza una restricción en ella por la poca cantidad de electrolito presente en el orificio. La restricción de la corriente en el orificio aumenta la resistencia y crea una zona pequeña alrededor del orificio con una alta sensibilidad eléctrica.

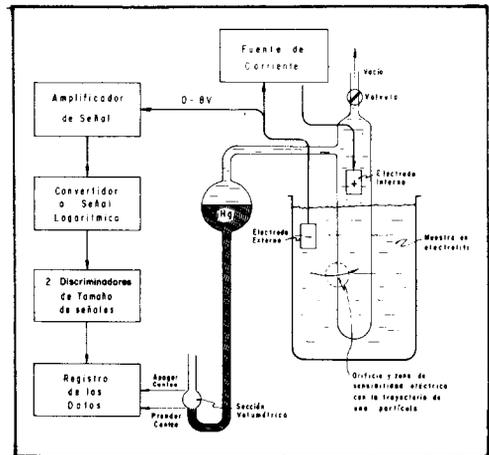


FIGURA 1. Dibujo esquemático de los componentes principales y el circuito eléctrico del sistema de electrorresistencia usando el aparato Electrozone, Modelo 112 LSD, de PARTICLE DATA, Inc. Las líneas gruesas indican el flujo de la corriente. Nótese la zona de sensibilidad en la región del orificio a través del cual pasan las partículas.

METODO DE ELECTORRESISTENCIA

Cuando pasa una partícula a través del orificio, se desplaza un volumen de electrolito igual al volumen de la partícula. Se basa la detección y medición del volumen de ésta en la diferencia entre las resistividades de la partícula y el electrolito: el desplazamiento de un volumen de electrolito de baja resistividad por una partícula de alta resistividad, genera un cambio en la resistencia (del circuito a través del electrolito), proporcional al volumen de la partícula. El cambio en la resistencia está asociado con una señal o pulso voltaico el cual se amplifica, colocándose las señales en sus clases de tamaños apropiados por discriminación o análisis de las amplitudes de los pulsos voltaicos.

En la práctica, el tamaño del orificio determina el rango posible del análisis de las partículas. En general, los límites de detección confiables quedan dentro del 2 y el 40 o/o del diámetro del orificio. Los límites extremos se pueden extender hasta 1.5 y 50 o/o del diámetro del orificio, si se ejerce extremo cuidado. El límite superior se impone por el problema de frecuente bloqueo del orificio por las partículas mayores que 40-50 o/o del orificio. El límite inferior está definido por la interferencia del ruido eléctrico con las señales reales de pequeña amplitud.

Las conversiones de las amplitudes de las señales a valores logarítmicos, permiten la detección y medición de partículas en todo el rango completo definido por el diámetro del orificio. En efecto, la conversión a una escala logarítmica expande los intervalos de tamaño en el extremo de las partículas finas y reduce los intervalos en el extremo de los gruesos, resultando ésto en un aumento de la resolución de los intervalos de tamaño fino sin perder la resolución en el resto de la escala. Esto se debe a que la mayoría de las poblaciones de partículas naturales tienden a seguir la forma de una distribución gaussiana o normal si se grafica en una escala logarítmica (Krumbein, 1934; Bagnold y Barndorff - Nielsen, 1980). El convertidor logarítmico del instrumento permite un rango máximo de mediciones a través de 14 doblajes del volumen. Por la relación cúbica entre volumen y diámetro, cada tres doblajes de volumen equivalen a

un doblaje de diámetro. Entonces, el rango de 14 doblajes de volumen equivale a 4.7 doblajes del diámetro.

La configuración ideal del sistema es tener acoplado a la unidad básica (Fig. 1) un analizador multicanal (que proporcione, por ejemplo, 256 canales, donde colocar el conteo de los datos,), lo que permite la adquisición de datos necesarios para determinar la distribución a través del rango total de tamaño con solo un análisis o conteo (Muerdter, *et al.*, 1981). Desafortunadamente no se tiene disponible tal instrumento de tal manera que el número de partículas en cada intervalo se determina por un conteo individual. Esto se hace especificando un rango de tamaño entre dos amplitudes umbrales mediante los dos discriminadores de amplitudes presentes en el instrumento y determinando el número de partículas que quedan dentro de tal rango. Entonces, para determinar la distribución de tamaños a través de 16 intervalos, se hizo una secuencia de 16 conteos utilizando 16 subalícuotas. Cada conteo, consiste del número de partículas de un intervalo de tamaño dado, en un volumen de 1 ml.

Una limitación básica del método se origina en el problema de la coincidencia. Dos o más partículas pueden pasar a través del orificio simultáneamente, lo que produce un sólo pulso, esto es, un sólo conteo. Por lo tanto, la coincidencia reduce el número de conteos y posiblemente el volumen medido, si la suma de dos puntos aparece como si estuviera presente sólo la partícula más grande. Una aproximación al porcentaje de coincidencia se obtiene mediante la siguiente relación:

$$\text{Coincidencia (o/o)} = 0.13 (D^3) N/\text{ml},$$

donde N/ml es la concentración de partículas, dada por el número de ellas en un mililitro de solución, y D es el diámetro en mm del orificio utilizado (Particle Data, S.F.). Se puede encontrar una explicación detallada de la teoría de la coincidencia en Wales y Wilson (1961 y 1962). Es obvio que el porcentaje de coincidencia se puede reducir por dilución de la concentración de partículas en el electrolito hasta llegar a un valor aceptable.

La relación entre el volumen de una partícula y los parámetros del instrumento es dada por la siguiente ecuación:

$$V_p = (K) \frac{2^L(P-1)}{(C)(A)}$$

donde L = log R/log 2, la constante de calibración del rango logarítmico;

R = V_f/V_i ;

V_f = volumen máximo (final),

V_i = volumen mínimo (inicial);

P = percentil de la escala total (0.0-1.0) del discriminador de los pulsos de voltaje (0-8V);

(C)(A) = producto de corriente y ampli-ficación;

V_p = Volumen de una partícula con el percentil p de la escala del discriminador.

Para poder aplicar la ecuación anterior, es necesario encontrar la constante K asociada al orificio que será utilizado en el análisis, mediante una calibración. Se hace ésta, utilizando esferas standards de volúmenes conocidos. La ecuación da la respuesta para cierto orificio (K) y el rango logarítmico seleccionado (L = 4 a 14 doblajes de volumen). Entonces se pueden determinar los valores de V_p , P, C y A para dos juegos de partículas de tamaños conocidos y resolver la ecuación para las dos incógnitas K y L.

DESCRIPCION DE LAS MUESTRAS Y EL PROCEDIMIENTO EXPERIMENTAL.

Las muestras.

Las muestras utilizadas en este estudio, provienen de los sedimentos hemipelágicos de la pendiente continental frente a Guaymas, Sonora. La condición anóxica en el fondo, entre aproximadamente 400 y 800 metros en la pendiente, inhibe la bioturbación de los sedimentos por macroinvertebrados y permite la acumulación de sedimentos laminados (Calvert, 1964). Estas láminas han sido definidas como estructuras de varvas (Calvert, 1966), siendo una varva compuesta de un par de láminas; una lámina oscura abajo de una lámina clara. El par de láminas (igual a una varva en el sentido de DeGeer, 1912) representa un año de depo-

sición en el cual hay diferencias estacionales bien marcadas en el aporte de los varios componentes principales. Según Calvert (1966) y Donegan y Schrader (1982), las láminas claras están dominadas por frústulas de diatomeas y las láminas oscuras tienen menor porcentaje de ellas y más material de origen terrígeno. Estudios de fechado utilizando el radioisótopo Pb-210, han confirmado la naturaleza anual de los pares de láminas (DeMaster, 1979).

Para este estudio se utilizaron los sedimentos de un núcleo de caja, colectado a 650 metros de profundidad a una latitud de 27°48.3'N y una longitud de 111°23.3'W, en julio de 1978, a bordo del B/O Mariano Matamoros, siendo denotado como 7807-1410. El núcleo fue congelado a bordo para preservar la estructura laminar y posteriormente cortándose en losas para documentar su estructura y cronoestratigrafía de láminas mediante radiografía y fotografía. Los detalles de la colecta, corte, radiografía y fotografía, se pueden encontrar en Moreno-Hentz (1982). La Figura 2 muestra una columna (de dimensiones aproximadas de 3.5 x 3.0 x 19 cm) cortada de una losa perteneciente al núcleo antes mencionado.

Esta figura muestra la impresión positiva de la radiografía y la fotografía de la columna con las láminas claras y oscuras marcadas y correlacionadas entre sí. Las varvas, equivalentes a los pares de láminas, están numeradas de 1 al 33, encontrándose los años correspondientes a ellas a la izquierda de la figura. Esta cronología está basada en un estudio general que se está llevando a cabo haciendo uso del fechado por medio de Pb-210 y de la cronoestratigrafía de varvas en cinco núcleos de la pendiente de Guaymas (Baumgartner, *et al.*, 1981). La parte superior de la columna es la superficie del núcleo. Se puede observar que las varvas no continúan hasta la superficie sino que existe una homogeneización de material, interpretado ésto como el resultado de un evento de erosión y redeposición de sedimento, resultando en la pérdida de las varvas depositadas entre 1967 y 1977. La base de la secuencia de varvas presentadas también se encuentra sobre una alteración física en la secuencia normal.

METODO DE ELECTORRESISTENCIA

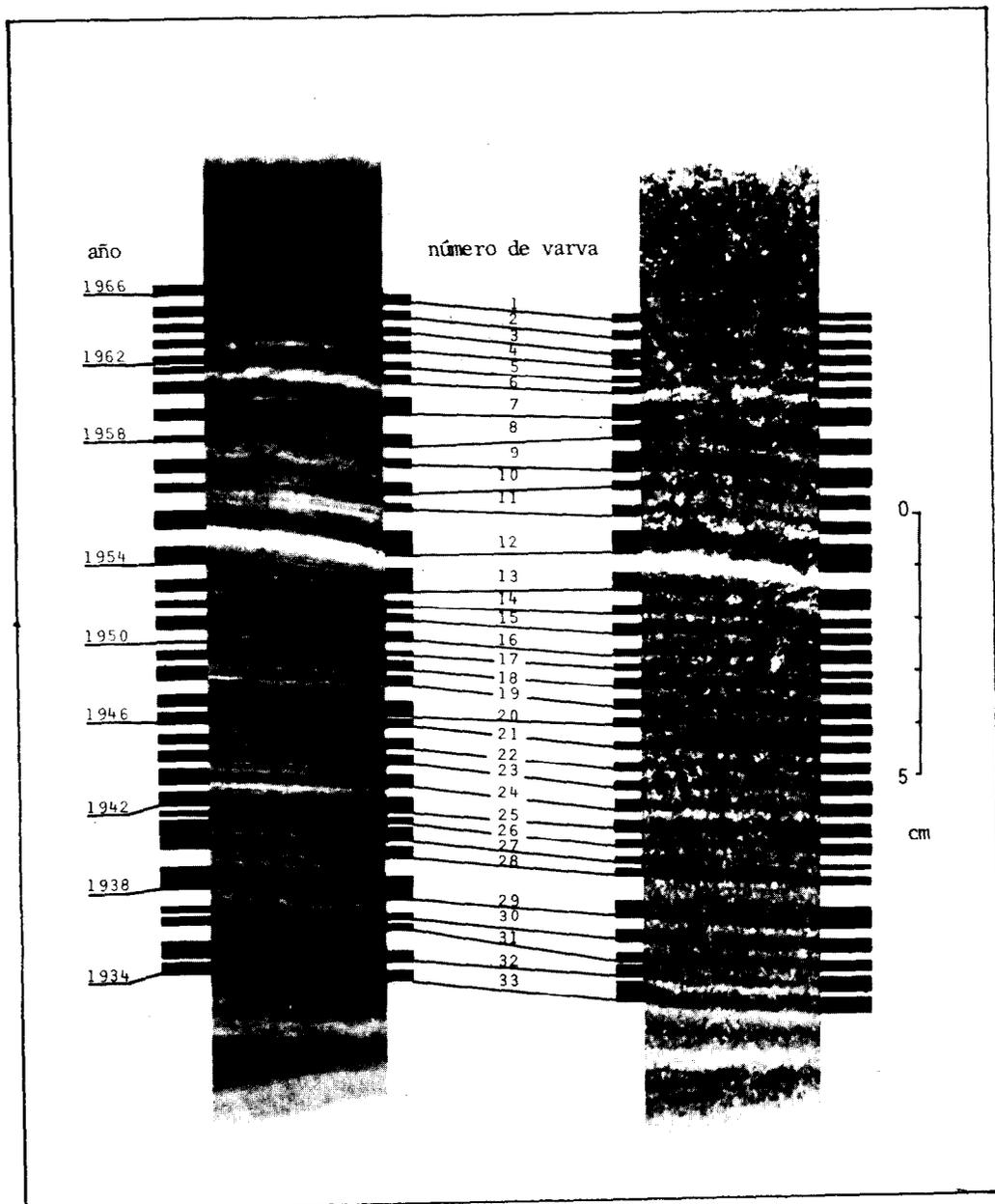


FIGURA 2. Sección de la losa utilizada en este estudio. La sección comprende aproximadamente los primeros 18 cm de profundidad del núcleo de caja 7807-1410 y muestra una serie de 33 varvas. A la izquierda se encuentra la impresión positiva de la radiografía, a la derecha, la fotografía de la sección. El patrón de barras horizontales a los lados señala las láminas oscuras y claras con líneas de correlación entre la radiografía y fotografía. Se indica el número de varva en las líneas de correlación. La cronología de las varvas está al lado izquierdo de la radiografía.

Para los fines de este estudio, se considera cada lámina como una muestra. La identificación de las láminas individuales se hace con la enumeración 1-C, 2-C, 3-C. . . 33-C para las láminas claras y de 1-O, 2-O, 3-O. . . 33-O para las láminas oscuras. Utilizando las fotografías de las dos caras de la columna se marcó claramente con un bisturí la frontera de cada lámina a través de las cuatro superficies de la columna congelada. Posteriormente se excisionaron las 66 láminas a partir de la parte inferior de la columna. Las muestras se mantuvieron congeladas en envases de polipropileno hasta el momento de su pretratamiento.

La preparación básica para el análisis de las partículas fue la eliminación de la materia orgánica y el tamizado de las muestras para quitar las partículas mayores de 63 micras. La materia orgánica se eliminó para liberar las partículas individuales unidas entre sí por medio de materia orgánica, formando agregados. Por lo tanto, no se pretende medir las posibles configuraciones de grupos de partículas o agregados originales en los cuales llegaron las partículas al fondo mediante el proceso de la sedimentación pelágica. Al contrario, se contaron las partículas individuales; por ejemplo, una partícula de limo o una frústula de diatomea, sin considerarse si llegó al fondo como parte de una bolita fecal, en un agregado orgánico, o como una partícula individual. Se tamizaron las muestras con un tamiz de 63 micras, para eliminar todas aquellas partículas que pudieran haber obstruido el orificio. Finalmente, el electrolito que se utilizó fue una solución de peptizante para mantener una dispersión de partículas sin el problema de floculación.

Las muestras de este estudio fueron sometidas a varios análisis auxiliares aparte del conteo de sus partículas. Por lo tanto, el tratamiento real fue mucho más extenso que la preparación básica descrita en el párrafo anterior. Se hicieron dichos análisis auxiliares para conocer los contenidos de agua intersticial, de sales solubles, así como el de materia orgánica utilizando métodos gravimétricos con una balanza analítica. Estas mediciones requirieron de varios ciclos de secado e hidratado, describiéndose

con detalle el tratamiento completo de las muestras en Moreno-Hentz (1982).

El Procedimiento Experimental

Para el análisis cuantitativo de los números y tamaños de las partículas en cada muestra, se aforaron éstas a 35 ml con la solución del peptizante. De cada muestra ya aforada se tomó una alícuota de 0.5 ml introduciéndose ésta en un vaso con dispersante. Se tamizó en húmedo cada alícuota a través de una malla de 63 μm . El material más fino que esa abertura de malla se aforó con dispersante a un volumen de 193 ± 1 ml.

Se utilizó un producto de corriente y amplificación del instrumento, en el que se pudo cubrir el rango de tamaño desde 2.1 hasta 50.6 micras (en diámetro de esfera equivalente). Para los intervalos de tamaño que definieran la distribución de tamaños, se utilizó un juego fundamental de valores para los umbrales voltaicos, lo que comprende de 9.5, 12, 15, 19, 24, 30, 38, 48, 60, 76 y 95 % del voltaje máximo. La base teórica de este juego de valores radica en el hecho que para cada tres pasos en la escala (p. ejem. entre 9.5 y 19) hay un doblaje en el diámetro (multiplicación por 2^1). Cada intervalo, entonces, equivale a un doblaje de volumen o un paso de $2^{1/3}$ del diámetro. Por lo tanto, se basa la escala de intervalos en el logaritmo de la base 2. De 0-95 % del voltaje máximo hay 11 intervalos. Para obtener mejor resolución se añadieron 5 intervalos utilizándose los umbrales de 4.3, 34, 43, 54 y 68 %. De acuerdo a esto, se utilizaron 16 intervalos en total para definir la distribución de tamaños. La equivalencia entre los umbrales voltaicos (0-95 %) y los diámetros (de esferas equivalentes) se basa en la calibración antes mencionada, en la figura 4 se presenta dicha equivalencia para los límites inferiores y superiores de cada uno de los 16 intervalos.

Para cada alícuota de cada muestra, se hicieron dos lecturas réplicas para determinar el número de partículas en un intervalo de tamaño dado. Se utilizó el promedio de las dos réplicas como el número de partículas en un mililitro de la alícuota aforada a 193 ml.

Para el análisis de las fuentes de varianza se escogieron 3 láminas las cuales representan aproximadamente, el rango total en números totales de partículas (2-O, 16-C, 29-O). De estas muestras se tomaron 3 alícuotas haciéndose de cada una de ellas dos lecturas tal como se hizo en el caso de las muestras con una sola alícuota. Estas tres muestras forman la base para el análisis de varianza y la determinación de los límites de confianza en las mediciones que se discuten en la siguiente sección.

LAS FUENTES DE VARIACION EN LOS DATOS

Existen dos fuentes de variación principales en los datos de esta investigación. En primer lugar, está la variación entre varvas y sus láminas estacionales a lo largo de la columna estratigráfica. Esta comprende la variación "natural" y refleja la variación climática a través del tiempo, la cual afecta la sedimentación en el área de estudio así como la variación que puede ocurrir dentro de una varva o lámina en el espacio, dentro del área de estudio. En el experimento actual, sólo se examina una losa de un núcleo del área de estudio para describir la variación estratigráfica "natural". El diseño del experimento no tiene la meta de distinguir entre el efecto de la variación entre núcleos o sitios de depositación y el efecto de la variación a través del tiempo. Sin embargo, resultados preliminares de la comparación entre núcleos, indican que la variación a través del área de estudio o variación espacial, es pequeña comparada a la variación a través del tiempo. Los procesos de sedimentación pelágica aparentemente actúan en forma homogénea en el área. La variación espacial versus la variación estratigráfica será tratada en un trabajo posterior.

La segunda fuente principal de variación es la introducida a los datos por el procedimiento experimental. En este estudio nos interesan específicamente los efectos del submuestreo necesario para cada lámina y el conteo de las partículas en una alícuota. Se evalúan dichos efectos con un análisis de varianza jerárquica explicado más adelante. Queda una fuente menor de variación en el procedimiento que no se evalúa

en este estudio. Dicha fuente es el efecto del muestreo de las láminas por excisión de la losa. Para los propósitos de este trabajo, se ignora tal fuente, aunque conscientes de que contribuye con una porción desconocida a la variación estratigráfica.

Los datos

Como se explicó anteriormente, se analizaron cada una de las 66 láminas indicadas en la Figura 3. Las dos columnas corresponden a la división entre láminas claras y láminas oscuras. La Figura 3 muestra las diferencias entre láminas de las mismas varvas, así como la variación estratigráfica a lo largo de la columna de varvas. Se graficaron las distribuciones de tamaño de las partículas en forma de histograma del número de partículas en cada uno de los 16 intervalos de tamaño. Las unidades de los valores es el número de partículas que se detectaron en la alícuota original de 0.5 ml/35 ml de la muestra original, utilizando la dilución de 1 ml/193 ml para el conteo. Siendo así, para convertir al número total de partículas en la muestra original, es necesario multiplicar cada uno de los valores del conteo por el factor constante de 13510 obtenido de las diluciones. Todos los valores de las observaciones presentadas en este trabajo quedan en su forma no convertida por la constante.

Se puede observar en las figuras 3 y 4 que las distribuciones son semejantes a la forma logarítmica normal. La posición de la moda principal en el séptimo intervalo (4.7 - 5.8 μm) se mantiene entre todas las muestras. Tampoco varía la posición de una moda secundaria que ocurre en el segundo intervalo (2.4 - 2.9 μm). La variación estratigráfica del número total de partículas en cada muestra o lámina (equivalente al área total bajo la curva) es muy notoria en la Figura 3. También es claro que existe una considerable variación estratigráfica en los intervalos individuales, siendo mayor en aquellos que contienen mayor número de partículas. Una interpretación preliminar del origen de la variación estratigráfica se encuentra en Moreno-Hentz (1982).

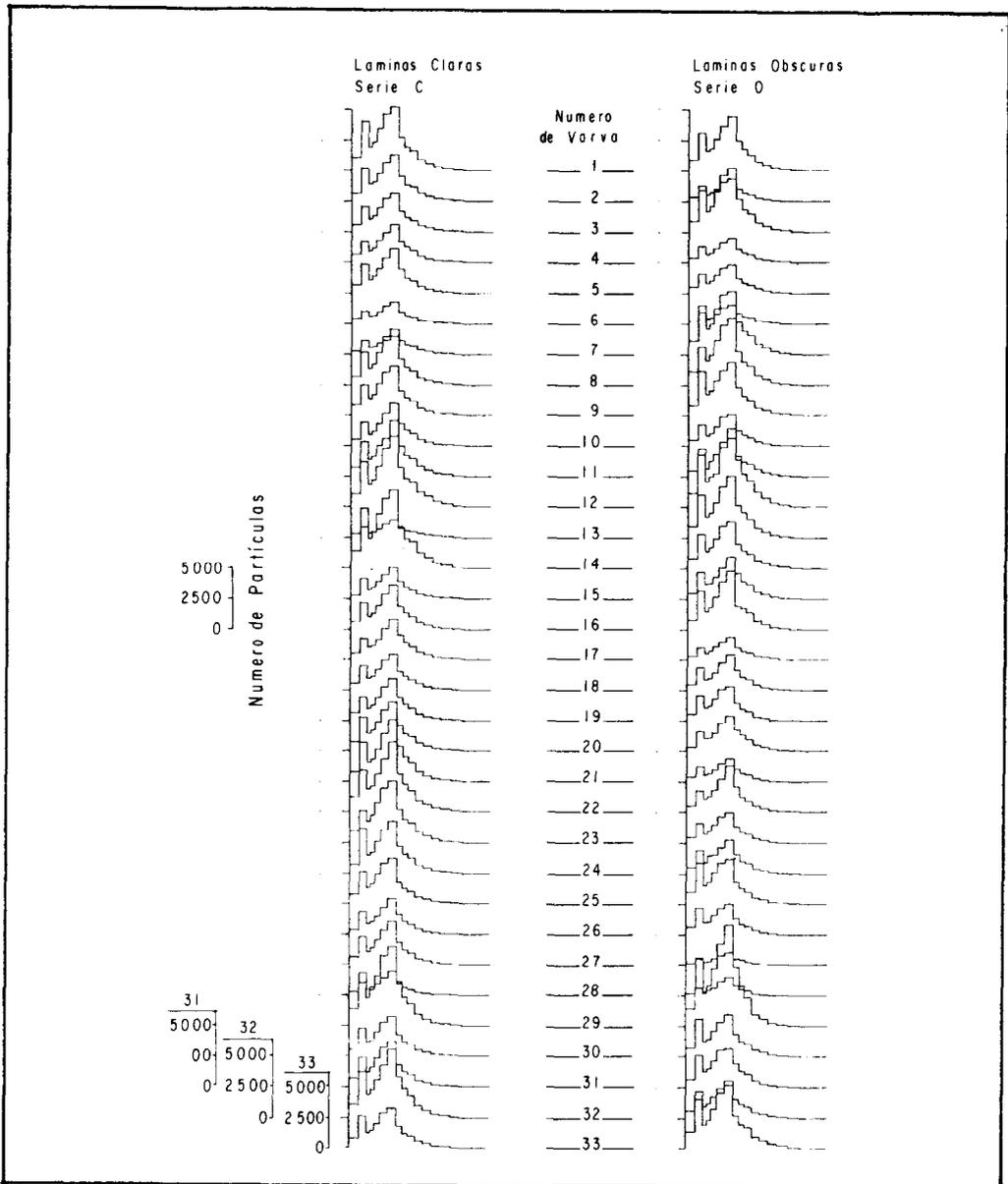


FIGURA 3. Histogramas de las distribuciones de tamaños de partículas en las 66 láminas (33 varvas) señaladas en la Figura 2. La serie de láminas claras se encuentra al lado izquierdo, la de las láminas oscuras al lado derecho. Cada histograma está compuesto de 16 intervalos de tamaño, los cuales van desde 2.1 hasta 50.6 μ m. Se presenta la escala horizontal de tamaños en la Figura 4. Las escalas verticales de histogramas sucesivos están traslapadas como se indica en la base de la serie de láminas claras. Cada unidad vertical equivale a 2500 partículas en la dilución de la alícuota original.

METODO DE ELECTORRESISTENCIA

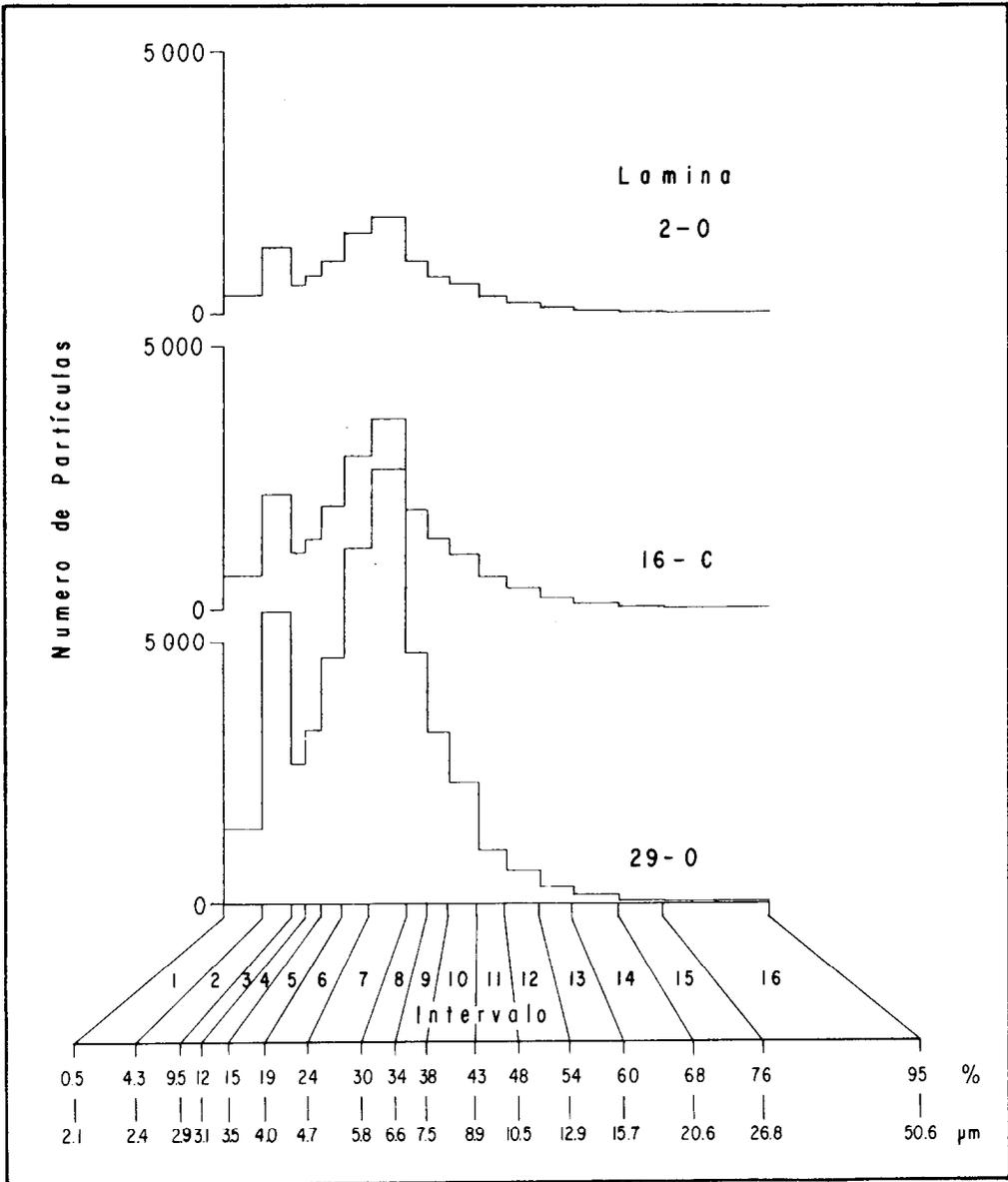


FIGURA 4. Distribuciones de partículas por intervalo de tamaño en las tres láminas escogidas para los análisis de varianza. La escala horizontal está expandida para mostrar los límites de los intervalos en um y en porcentajes del voltaje máximo.

El modelo estadístico

Con el propósito de discriminar entre la variación experimental y la variación verdadera entre láminas, el diseño estadístico de un análisis de varianza en un solo sentido es apropiado. Además, para discriminar entre diferentes fuentes dentro de la variación experimental se puede hacer un análisis de varianza jerárquico (Sokal y Rohlf, 1969; Cap. 10). Tal análisis nos permite distinguir la variación asociada con las diferencias 1) entre las láminas (la variación estratigráfica natural o “verdadera”); 2) entre las alícuotas (la variación experimental asociada con la toma de una submuestra de una lámina, y 3) dentro de las alícuotas (la variación asociada con los conteos-réplicas hechos en cada alícuota). Así, se puede distinguir la precisión del método de electrorresistencia de la precisión de la toma de las alícuotas para comprobar la precisión del primero en los estudios de sedimentos laminados.

Para este análisis, se escogieron las láminas 2-O, 16-C, y 29-O (Figura 4). Se puede notar que en las figuras 3 y 4, que estas muestras representan aproximadamente el rango total de la variación en el número total de partículas: de la secuencia de las 66 muestras (láminas), la 2-O tiene un valor cerca al mínimo, la 29-O es el máximo y la 16-C representa un valor intermedio. La aplicación de un modelo de “efectos fijos” para la variación entre láminas (Sokal y Rohlf, 1969; pp. 198, 256, 268) nos permite minimizar el número de láminas (muestras) en el análisis de varianza bajo la suposición de que estas tres láminas no son muestras aleatorias de una población grande, sino muestras de “tratamientos” fijos. En este caso, tres tratamientos hipotéticos (equivalentes a cambios climáticos-sedimentarios) resultan en tres muestras con diferencias considerables de los números de partículas totales. Es necesario especificar el tipo de modelo (efectos fijos o aleatorios), pues éste determina la estructura de las pruebas de hipótesis que se proponen para examinar las fuentes de la variación.

El modelo estadístico lineal de efectos fijos en que se describen las fuentes de

variación para su observación, es el siguiente:

$$x_{ijk} = \mu + \tau_i + \epsilon_{ij} + \delta_{ijk}$$

donde:

- x_{ijk} = la observación del conteo (réplica) k, de la alícuota (submuestra) j, de la lámina (muestra o población) i,
- μ = promedio verdadero de todas las observaciones,
- τ_i = el efecto de la variación estratigráfica; una característica de la lámina i (i = 1, 2, . . . p), p = 3 láminas,
- ϵ_{ij} = el “error” experimental aleatorio de la alícuota j, de la lámina i (j = 1, 2, . . . r), r = 3 alícuotas,
- δ_{ijk} = el error aleatorio del conteo k, de la alícuota j, de la lámina i (k = 1, 2, . . . n), n = 2 conteos.

En este modelo se considera que el efecto de τ_i , no es al azar, sino fijo, dado que las láminas fueron escogidas para representar el rango total de la variación entre ellas.

El análisis permite estimar los valores verdaderos de los parámetros en el modelo, así como construir y probar varias hipótesis sobre ellos. Se estima el parámetro μ con el promedio de todas las observaciones, \bar{x} . El parámetro τ_i es equivalente a la diferencia $\mu_i - \mu$, o bien $\mu_i = \mu + \tau_i$, y se estima el parámetro μ_i por el promedio de las observaciones de la lámina i: $\mu_i = \bar{x}_i = \sum_r \sum_n x_{ij} / rn$. Las variables de interés son primero, el número total de partículas en una muestra y luego, el número de partículas dentro de los intervalos de los números totales de partículas junto con los valores de \bar{x}_j , $\bar{\bar{x}}$ y $\bar{x}_j - \bar{\bar{x}}$ como estimaciones de los parámetros del modelo.

La varianza total asociada con las observaciones de las láminas se puede separar en tres componentes: $\sigma_{tot}^2 = \sigma_{\delta}^2 + n\sigma_{\epsilon}^2 + rn \sum \tau^2 / p - 1$. La varianza experimental asociada con la toma de las alícuotas y el conteo, tiene dos términos: $\sigma_{exp}^2 = \sigma_{\delta}^2 + n\sigma_{\epsilon}^2$. La varianza asociada con el conteo de las partículas dentro de las alícuotas es sólo σ_{δ}^2 . Utilizando las proporciones de las diferentes estimaciones de la varianza se pueden examinar unas hipótesis para aclarar las

METODO DE ELECTORRESISTENCIA

fuentes de la variación. Este tipo de prueba se llama prueba "F", donde se utiliza la distribución de la estadística $F = s_1^2 / s_2^2$ (Sokal y Rohlf, 1969; pp. 181-185) para comparar las proporciones entre las varianzas estimadas. Estas pruebas permiten decidir si se puede, con suficiente confianza, discriminar entre el efecto de la variación estratigráfica (la variación "verdadera" y de interés) y la variación introducida por el efecto experimental, compuesta de la toma de alícuotas y las réplicas de conteos.

Análisis de varianza

Primero se presentan las estructuras de las hipótesis y la organización de los resultados usando el número total de partículas en una muestra como variable (los datos de la Tabla 1). Utilizando este ejemplo se explica cuáles hipótesis se proponen, así como el procedimiento de análisis y las pruebas de las hipótesis. Más adelante se considera la varianza de las partículas dentro de los intervalos individuales de tamaño a través de las tres láminas.

TABLA 1. Observaciones de los números totales de partículas en cada conteo, de cada alícuota en las tres láminas empleadas en el análisis de varianza de las partículas totales. Se incluyen abajo los parámetros del modelo estadístico que se obtuvieron en la tabla de observaciones. Los promedios de cada lámina (X_i) corresponden a las áreas totales de los histogramas en la Figura 4.

Alícuota	Conteo	Lámina		
		2-0	16-C	29-0
1	1	8481	16063	38175
	2	8520	16149	38422
2	1	8241	15619	33014
	2	8172	15555	34029
3	1	8430	15637	37331
	2	8391	15338	36918
	$i - x_i$	8373	15727	36315
	- x	20138	20138	20138
	$i - x_i - x$	-11765	-4411	16177

Utilizando la estadística $F(M) = (s^2_{tot} / s^2_{exp})$ se puede hacer la prueba de que los valores de cada lámina son realmente diferentes por el efecto de la variación estratigráfica y no por el efecto de la variación experimental; es decir, que se puede distinguir claramente entre la varianza natural entre láminas y la varianza del "error" experimental. Entonces se puede hacer la prueba de la siguiente hipótesis nula

$$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \tau_3$$

(La hipótesis nula declara que efectivamente no hay diferencia entre las observaciones de los números de partículas entre las tres láminas, y por lo tanto, no se puede distinguir la variación estratigráfica del error experimental).

contra la hipótesis alternativa

$$H_a : \tau_1 \neq \tau_2 \neq \tau_3$$

(Es decir, que la variación estratigráfica se puede distinguir del error experimental).

La Tabla 2 describe los detalles del análisis de la varianza y demuestra el valor resultante de la estadística $F(M) = 298$. En este caso, la distribución teórica de $F(T) = 10.9$ con (2,6) grados de libertad al nivel (-0.2) de significancia (Dixon y Massey, 1969; Tabla A-7b). Claramente $F(M) > F(T)$, indicando que fácilmente se puede rechazar la H_0 y concluir que el error experimental introducido por el análisis no es un factor que contribuye significativamente a las diferencias entre la observación de los números totales de las tres láminas.

Utilizando la estadística $F(E)$ (S^2_{exp} / S^2_{δ}), se puede examinar la variación entre las alícuotas en comparación a la variación introducida por el conteo de las partículas en las alícuotas. Con la estadística $F(E)$, se prueba la hipótesis nula

$$H_0 : \alpha_i^2 = 0$$

(Es decir, que la variación del número total de partículas entre las alícuotas no es significativa; esto indica que las muestras individuales son bien homogeneizadas teniendo como resultado la obtención de alícuotas iguales).

TABLA 2. Resumen del análisis de varianza de los números totales de partículas en las muestras (dados en la Tabla 2), así como los resultados de las pruebas "F" de las hipótesis postuladas en el texto.

ANÁLISIS DE VARIANZA						
Fuente de Variación	Grados de Libertad	Sumatorio de Cuadrados	Media de Cuadrados	Estadística F	F Teórico	Pruebas de H_0 's $H_0: 1 = 2 = 3$, con F(M) $H_0: 2 = 0$, con F(E)
Total	17	2543453184				
Muestras (Láminas)	2	2517450752	s^2_{tot} 1258725376	F(M) 298	10.9	Rechaza H_0
Alicuota /Muestra	6	25318376	s^2_{exp} 4219729	F(E) 55	5.8	Rechaza H_0
Conteo/Alicuota	9	685249	s^2 76138			

Contra la hipótesis alternativa

$$H_a : \sigma_{\epsilon}^2 > 0$$

(Es decir, que la variación entre alícuotas sí es significativa al ser comparada a la variación entre los conteos. Por lo tanto, el submuestreo de láminas, por alícuotas, ha introducido variación a las observaciones).

El valor de F (E) = 55 (Tabla 2). El valor de F teórico (con 6,9 grados de libertad y con nivel .01) es F (6,9) (.01) = 5.8. Por lo tanto, F (E) > F (T), y se obliga a rechazar la hipótesis nula, H_0 . De acuerdo a lo anterior, concluimos que la variación introducida por el submuestreo de las láminas (la toma de las alícuotas) sí es apreciable comparado a la variación observada en el método de conteo por electroresistencia.

Ahora es importante reflexionar sobre lo que se ha aprendido de estas dos pruebas de hipótesis. En primer lugar, se concluye que los números totales de partículas son claramente diferentes entre las tres láminas escogidas. Este resultado era predecible, dado que se escogieron las tres láminas de la secuencia de manera que quedara representado el rango total de los datos. Sin embargo, es importante hacer notar la gran diferencia entre los valores de la varianza total (s^2_{tot}) y de la varianza experimental (s^2_{exp}) que resulta en una F(M) tan alta (298). Este resultado sugiere que en la comparación de la mayoría de las láminas, la diferencia en valores no se confunde por el efecto del análisis (toma de alícuotas y los conteos). Más adelante se presentarán los límites de con-

finaza asociada con cada observación medida que se puede aplicar para distinguir las diferencias significantes entre cualquier lámina. En segundo lugar, se reconoció que las alícuotas de una sola muestra no son iguales usando el criterio de comparación de la varianza de los conteos. Este resultado no era predecible y es de alta importancia porque nos da confianza en el método de electroresistencia. La varianza que se origina en el conteo es muy baja comparada con la que se origina del procedimiento usado para tomar las alícuotas.

Utilizando las mismas hipótesis y procedimientos en el análisis de varianza que se acaban de presentar, se han tratado los datos de las variables correspondientes a los intervalos individuales de tamaño. En vez de presentar los análisis de los 16 intervalos de tamaño, se escogieron aquellos que representen las diferencias de la variación de la distribución total de tamaños. Se presentan aquí los resultados de los análisis de los intervalos: 2(2.4-2.9 μm), 5(3.5-4.0 μm), 7(4.7-5.8 μm), 12(10.5-12.9 μm), 15(20.6-26.8 μm) y 16(26.8-50.6 μm). Los datos de cada intervalo están tabulados en la Tabla 3. El análisis por intervalo es equivalente al análisis del número total de partículas por lámina con las mismas tres láminas, de las mismas tres alícuotas y los mismos dos conteos por alícuota.

En la Tabla 4, se presentan los resultados de la serie de los análisis de varianza para los intervalos escogidos usando los datos de la Tabla 3. Se aplican las mismas

METODO DE ELECTORRESISTENCIA

pruebas de hipótesis de las anteriores. Para distinguir entre la varianza estratigráfica (entre láminas) y la varianza experimental, se examina la hipótesis nula.

$$H_0: \tau_1 = \tau_2 = \tau_3$$

contra la hipótesis alternativa

$$H_a: \tau_1 \neq \tau_2 \neq \tau_3$$

para cada intervalo de interés con la estadística $F(M)$ contra la F teórica de (2,6) grados de libertad y al nivel de significancia de (0.02) donde $F(2,6) (.02) = 10.9$, el mismo del análisis anterior usando datos de los números totales de partículas.

La serie de pruebas en la Tabla 4, nos da un resultado muy importante para entender bien la variación en los datos. Para cada intervalo se rechaza la H_0 excepto para el intervalo 16. Inmediatamente se pone en duda la validez de los datos que corresponden a este intervalo, dado que no se pueden distinguir las diferencias entre las tres láminas (muy diferentes en términos de las partículas totales) con la variación que proviene del análisis. Es claro de este resultado, que no se puede utilizar el intervalo 16 para distinguir diferencias entre láminas, aunque todavía no es posible decir que la falta de diferencia en este intervalo es por efecto del análisis o es natural. Por supuesto, el problema fundamental es la escasez de partículas en este intervalo como se ve en la Tabla 3. Dicha escasez obviamente impide el logro de una confianza estadística para distinguir la variación natural entre láminas de la variación experimental. Es interesante hacer notar que, aunque para el intervalo 15 se rechazó la H_0 , el valor de $F(M)$ es relativamente bajo. Esto indica que las tres láminas utilizadas en el análisis de varianza sí son diferentes en el intervalo; sin embargo, es posible que no se puede diferenciar entre muchas láminas de la secuencia entera de 66 en el intervalo 15. De nuevo, se puede observar en la Tabla 3 que las partículas en el intervalo 15 también son relativamente escasas. También es interesante hacer notar que la proporción entre la varianza total y la varianza experimental (la estadística $F(M)$) no es estable a través de los otros intervalos tal como se ve en la Tabla 4.

TABLA 3. Observaciones de los números de partículas en los intervalos de tamaño 2, 5, 7, 9, 12, 15 y 16 en las láminas 2-O, 16-C, 29-C, que se utilizaron en los análisis de varianza.

Intervalo de Tamaño	Alícuota	Conteo	Lámina		
			2-0	16-C	29-0
2	1	1	1275	2212	5628
		2	1229	2150	5520
	2	1	1199	2212	5523
		2	1170	2087	5661
	3	1	1222	2274	5468
		2	1230	2260	5503
5	1	1	977	1918	4676
		2	1001	1973	4697
	2	1	1082	1936	4519
		2	1018	1917	4570
	3	1	993	1934	4485
		2	974	1893	4539
7	1	1	1855	3585	8343
		2	1819	3633	8234
	2	1	1824	3513	8549
		2	1849	3505	8611
	3	1	1806	3450	8400
		2	1854	3420	8503
9	1	1	703	1367	3231
		2	677	1293	3278
	2	1	652	1320	3587
		2	682	1275	3665
	3	1	673	1267	3506
		2	654	1215	3490
12	1	1	195	368	638
		2	175	375	584
	2	1	185	353	597
		2	192	337	598
	3	1	176	352	586
		2	179	368	590
15	1	1	11	22	36
		2	11	26	25
	2	1	15	25	37
		2	15	28	31
	3	1	11	21	35
		2	9	22	30
16	1	1	5	5	7
		2	3	6	11
	2	1	4	7	9
		2	5	5	9
	3	1	0	4	12
		2	0	5	13

TABLA 4. Resumen de los análisis de varianza de las observaciones asociadas con los intervalos individuales del tamaño. Las estimaciones de la varianza total, experimental, y del conteo, están dadas por las medias de cuadrados (comparar con Tabla 2). También se presentan los resultados de las dos pruebas "F" para las hipótesis postuladas en el texto.

Intervalo de Tamaño	Fuente de Variación	Grados de Libertad	Sumatorio de Cuadrados	Media de Cuadrados	Estadística F	F Teórico	Prueba de H ₀ 's
							F(M) H ₀ : 1 = 2 = 3 F(E) H ₀ : 2 = 0
2	TOTAL	17.00	61928896.00				
	MUESTRAS	2.00	61869168.00	30934584.0	F(M) 5723.03	10.9	Rechaza H ₀
	ALICUOTAS	6.00	32431.66	5405.3	F(E) 1.78	5.8	Acepta H ₀
	CONTEOS	9.00	27309.49	3034.4			
5	TOTAL	17.00	41356736.00				
	MUESTRAS	2.00	41307792.00	20653896.0	F(M) 3027.54	10.9	Rechaza H ₀
	ALICUOTAS	6.00	40931.99	6822.0	F(E) 7.65	5.8	Rechaza H ₀
	CONTEOS	9.00	8029.00	892.1			
7	TOTAL	17.00	141522848.00				
	MUESTRAS	2.00	141390080.00	70695040.0	F(M) 3658.81	10.9	Rechaza H ₀
	ALICUOTAS	6.00	115931.31	19321.0	F(E) 10.28	5.8	Rechaza H ₀
	CONTEOS	9.00	16913.50	1879.0			
9	TOTAL	17.00	25862044.00				
	MUESTRAS	2.00	25700304.00	12850152.0	F(M) 509.25	10.9	Rechaza H ₀
	ALICUOTAS	6.00	151401.00	25233.5	F(E) 21.95	5.8	Rechaza H ₀
	CONTEOS	9.00	10346.50	1149.5			
12	TOTAL	17.00	524636.00				
	MUESTRAS	2.00	521293.25	260646.6	F(M) 1144.02	10.9	Rechaza H ₀
	ALICUOTAS	6.00	1367.00	227.8	F(E) 1.04	5.8	Acepta H ₀
	CONTEOS	9.00	1976.00	219.6			
15	TOTAL	17.00	1425.11				
	MUESTRAS	2.00	1253.78	626.9	F(M) 57.27	10.9	Rechaza H ₀
	ALICUOTAS	6.00	65.33	10.9	F(E) 0.92	5.8	Acepta H ₀
	CONTEOS	9.00	106.00	11.8			
16	TOTAL	17.00	159.11				
	MUESTRAS	2.00	80.11	40.1	F(M) 3.81	10.9	Acepta H ₀
	ALICUOTAS	6.00	63.00	10.5	F(E) 5.91	5.8	Acepta H ₀
	CONTEOS	9.00	16.00	1.8			

Para determinar si las diferencias entre alícuotas de las mismas muestras son significativas para intervalos individuales, se aplica la hipótesis nula

$$H_0 : \sigma_{\epsilon}^2 = 0$$

contra la hipótesis alternativa de

$$H_a : \sigma_{\epsilon}^2 > 0$$

Como se explicó anteriormente, el criterio de la prueba de la hipótesis es la proporción entre la variación experimental y la variación de los conteos (es decir, la variación que origina en el instrumento). Los resultados se presentan también en la Tabla 4, para cada intervalo de interés. El valor del F teórico con (6,9) grados de libertad y con nivel de probabilidad de 0.01 es F(T) = 5.8. Basado en la comparación entre el F(E) y el

F(T), se acepta la hipótesis para los intervalos 2, 12, 15 y 16 y se rechaza la hipótesis para los intervalos 5, 7 y 9.

Es informativo examinar las bases para aceptar o rechazar un intervalo. En el intervalo 2, es claro que el valor pequeño del F(E) se debe por la alta varianza del conteo. Esta varianza de conteo es la más alta de cualquier intervalo, a pesar de que los intervalos 5, 7 y 9 tienen las más altas varianzas experimentales y tienen también varianzas totales del mismo orden de magnitud. Por lo tanto, el aceptar la H₀ para el intervalo 2, indica un ruido instrumental relativamente alto en comparación a los otros intervalos. El ruido del instrumento es el más probable efecto en el intervalo 2 debido a su cercanía al límite de detección

del orificio de 120 μm (2 o/o = 2.4 μm). En los intervalos 12 y 15 la varianza experimental y la varianza del conteo son virtualmente iguales, indicando esto que toda la varianza experimental se ocupa del conteo. Se interpreta esta observación como el efecto del menor número de partículas en los intervalos de tamaños relativamente grandes en lugar de ruido del instrumento. Aunque la $F(E)$ del intervalo 16 es mayor que el $F(T)$, la diferencia es insignificante y se acepta la H_0 . Sin embargo, la varianza del conteo es solo 17 o/o de la varianza experimental en el intervalo 16.

Es aparente que, excluyendo el intervalo de alto ruido instrumental, los intervalos que poseen grandes cantidades de partículas se asocian con una varianza relativamente baja para los conteos, dando como resultado el que las alícuotas no son homogéneas entre sí. También es obvio que al aproximarse al límite inferior del orificio, es necesario ejercer sumo cuidado en la interpretación de los datos. Sin embargo, el análisis presente indica que el ruido instrumental no ha afectado seriamente a la posibilidad de distinguir entre láminas en el intervalo 2.

Los límites de confianza

Para definir específicamente el efecto de la varianza experimental en la distinción entre láminas a lo largo de la secuencia entera de láminas, se pueden utilizar los resultados del análisis de varianza en las tres láminas 2-0, 16-C y 29-0 para calcular los límites de confianza alrededor de los promedios experimentales en los cuales debe caer cualquier observación dada una probabilidad asociada. Una estimación del rango de variación alrededor del promedio μ_j (valor verdadero de la lámina i) es dada por la expresión

$$L(\mu_i) = \bar{x}_i \pm t(\alpha/2) \sqrt{\text{MCE}/rn} \quad (\text{Sokal y Rohlf, 1969; Cap. 7})$$

en donde:

MCE = Media de cuadrados experimental obtenida por el análisis de varianza (s^2_{exp})
 MCE/rn = la varianza del promedio (\bar{x}_i) experimento para la lámina i ,

$t(\alpha/2)$ = el valor de la estadística t con el nivel de significancia de $\alpha = 0.01$, y con $p(r-1) = 6$ grados de libertad,

\bar{x}_i = el promedio de los n conteos de cada uno de los r alícuotas para i láminas.

La Tabla 5 ilustra los límites de confianza para el número total de partículas, así como para el número de partículas en cada intervalo de interés en las tres láminas. Los límites están tabulados para los niveles de 99 o/o y 95 o/o de confianza. Este rango de confianza indica cuáles diferencias entre láminas a través de la secuencia entera se pueden considerar como significantes más allá de la variación experimental.

DISCUSION Y CONCLUSIONES.

El estudio de los sedimentos lamina-dos con fines sedimentológicos así como para recobrar información relevante al cambio climático, requiere de técnicas especiales. Se aboca este trabajo a la descripción de la utilización del método de electrorresistencia para el análisis de la granulometría de los sedimentos finos de las varvas del Golfo de California. Se pone el mayor énfasis al distinguir entre los efectos del procedimiento experimental y la variación natural que se quiere observar. En seguida se resumen las fuentes de variación basados en la revisión de los resultados de los análisis de varianza presentados anteriormente, así como una descripción de la compaginación de los coeficientes de la variación total, de la variación experimental y de la variación por conteos. Los coeficientes de variación proporcionan un resumen eficiente de las fuentes de variación.

Se presentó el rango de la variación total entre las 66 láminas en la Figura 3. Para discriminar entre la contribución de la variación estratigráfica natural y las fuentes experimentales, se aplicó un análisis de varianza jerárquica de "efectos fijos" utilizando los datos de tres láminas (Figura 4), las cuales representan el rango de variación entre las 66 láminas. El análisis de varianza permite examinar la variación en los datos por medio de pruebas de hipótesis y mediante los cálculos de los límites de confian-

TABLA 5. Límites de confianza alrededor de los promedios (\bar{X}_i) estimados para el número total de partículas, así como para el número de los intervalos individuales de tamaño en las láminas 2-O, 16-C y 29-O. Se calculan los límites para los niveles de 99 % y 95 % de confianza. Las cifras en paréntesis; indican el rango de confianza.

Número Total o Intervalo de Tamaño		Lámina	Límites de Confianza						
			\bar{x}_i	99 o/o			95 o/o		
				(\pm rango de confianza)			(\pm rango de confianza)		
			$\bar{x}_i \pm$ rango de confianza			$\bar{x}_i \pm$ rango de confianza			
Número Total de partículas		2-O	8373	(± 3109)			(± 2052)		
		16-C	15727	5624	-	11482	6320	-	10425
		29-O	36315	12618	-	18836	13675	-	17779
				33206	-	39424	34263	-	38367
Intervalo 2		2-O	1221	(± 111)			(± 73)		
		16-C	2199	1110	-	1332	1148	-	1294
		29-O	5551	2088	-	2310	2126	-	2272
				5440	-	5662	5478	-	5627
Intervalo 5		2-O	1008	(± 125)			(± 83)		
		16-C	1929	883	-	1133	925	-	1091
		29-O	4581	1804	-	2054	1846	-	2012
				4456	-	4706	4498	-	4664
Intervalo 7		2-O	1835	(± 210)			(± 139)		
		16-C	3317	1625	-	2045	1696	-	1974
		29-O	8440	3307	-	3727	3378	-	3656
				8230	-	8650	8301	-	8579
Intervalo 9		2-O	674	(± 241)			(± 159)		
		16-C	1290	433	-	915	515	-	833
		29-O	3460	1049	-	1531	1131	-	1449
				3219	-	3701	3301	-	3619
Intervalo 12		2-O	184	(± 23)			(± 5)		
		16-C	358	161	-	207	169	-	199
		29-O	599	335	-	381	343	-	373
				576	-	622	584	-	614
Intervalo 15		2-O	12	(± 5)			(± 3)		
		16-C	24	7	-	17	9	-	15
		29-O	32	19	-	29	21	-	27
				27	-	37	29	-	35
Intervalo 16		2-O	3	(± 5)			(± 3)		
		16-C	5	0	-	8	0	-	6
		29-O	10	0	-	10	2	-	8
				5	-	15	7	-	13

METODO DE ELECTORRESISTENCIA

za presentados anteriormente en las Tablas 2, 4 y 5. También se pueden calcular coeficientes de la variación total (CVT), de la variación experimental (CVE) y de la variación por conteos (CVC), utilizando los resultados de los análisis de varianza en las tablas 2 y 4. Se presentan dichos coeficientes de variación (y los pasos intermedios en su cálculo) en la Tabla 6. Se tabulan los coeficientes para el número total de partículas y para los intervalos de tamaño de interés. El coeficiente de variación relaciona, como porcentaje, la raíz cuadrada de la varianza (desviación estandar) al promedio de todas las observaciones (\bar{x}) para una muestra. Es un parámetro efectivo para comparar los efectos de las diferentes fuentes de variación.

Se inició el examen de la variación mediante un análisis de varianza del número total de partículas como ejemplo para explicar la función de las pruebas (Tabla 2). Este análisis y las pruebas de hipótesis hicieron claro que para esta variable "general" el efecto de la variación experimental no contribuye significativamente a la varianza total entre láminas. Además se puede notar que la variación experimental está compuesta en una gran parte por las diferencias entre las alícuotas de las mismas muestras, mientras que la variación introducida por el conteo instrumental de las partículas es pequeña.

La consideración de los análisis de varianza para las clases de tamaños individuales (Tabla 4) indica resultados similares para los intervalos cercanos al centro de la distribución (los intervalos 5, 7 y 9); es decir, que además de que la varianza experimental en estos intervalos es pequeña, comparada a la varianza total entre las tres láminas, la varianza experimental entre alícuotas es grande comparada a la varianza asociada sólo con las réplicas de conteo para una alícuota. Se puede ver este resultado comparado a la varianza asociada sólo con las réplicas de conteo para una alícuota. Se puede ver este resultado comparando las proporciones $\frac{CVE}{CVC} * 100$ y $\frac{CVC}{CVC} * 100$

en la Tabla 6.

En los intervalos 2 y 12 (a los lados del conteo de la distribución) la relación de la varianza experimental a la variación total, también es pequeña ($\frac{CVE}{CVC} * 100 = 0.9$ o/o

y 2.0 o/o respectivamente). Sin embargo, estos intervalos son diferentes a los anteriores (5, 7, 9) por el aspecto de su alta varianza relativa asociada con los conteos (43 o/o y 57 o/o respectivamente de la varianza experimental). Aunque se rechaza la hipótesis $H_0: \tau_1 = \tau_2 = \tau_3$ para el intervalo 15, la Tabla 6 demuestra que la variación experimental sí es alta en relación a la variación

TABLA 6. Resumen del cálculo de los coeficientes de variación (con los pasos intermedios de las desviaciones estándares) cada uno asociado con el promedio general (\bar{X}) de las tres láminas 2-O, 16-C, y 29-O. Se presentan los coeficientes para la variación total (CVT), la variación experimental (CVE), y la variación de los conteos (CVC) para la medición del muestreo total de partículas, así como para los intervalos individuales de tamaño. Además se incluyen las relaciones de la variación experimental a la variación total y la variación de conteo a la variación experimental.

Intervalo de Tamaño	\bar{x} (2-0, 16-C, 29-0)	Desviación Estandar de Muestras $\sqrt{MCL/p}$	(CVT) Coeficiente de Variación Total $\frac{100 \sqrt{MCL/p}}{\bar{x}}$	Desviación Estandar Experimental $\sqrt{MCE/rn}$	(CVE) Coeficiente de Variación Experimental $\frac{100 \sqrt{MCE/rn}}{\bar{x}}$	Relación de Variación Experimental a la variación Total $\frac{CVE}{CVT} * 100$	Desviación Estandar de Conteo $\sqrt{MCC/prn}$	(CVC) Coeficiente de Variación de Conteo $\frac{100 \sqrt{MCC/prn}}{\bar{x}}$	Relación de Variación de Conteo a Variación Experimental $\frac{CVC}{CVE} * 100$
Rango Total	20138	20484	102 o/o	839.	4.2 o/o	4.1 o/o	65.	0.32 o/o	13 o/o
2	2990	3211	107 o/o	30.	1.0 o/o	0.9 o/o	13.	0.43 o/o	43 o/o
5	2506	2624	105 o/o	34.	1.4 o/o	1.3 o/o	7.0	0.28 o/o	20 o/o
7	4597	4854	106 o/o	57.	1.2 o/o	1.1 o/o	10.	0.22 o/o	18 o/o
9	1808	2070	114 o/o	65.	3.6 o/o	3.2 o/o	8.0	0.44 o/o	12 o/o
12	380	295	78 o/o	6.2	1.6 o/o	2.1 o/o	3.5	0.92 o/o	57 o/o
15	23	14.5	63 o/o	1.4	5.9 o/o	9.4 o/o	0.8	3.5 o/o	60 o/o
16	6	3.66	61 o/o	1.3	22.0 o/o	36.1 o/o	0.3	5.3 o/o	24 o/o

total, dado que contribuye hasta con un 10 o/o a la variación total. Casi 60 o/o de la variación experimental está compuesta de la variación por conteo. El aceptar la hipótesis $H_0: \tau_1 = \tau_2 = \tau_3$ para el intervalo 16 indica que la variación experimental sí puede interferir con el proceso de distinción entre las tres láminas utilizadas en el análisis de varianza, siendo además, que la Tabla 6 demuestra que 36 o/o de la varianza total es equivalente a la varianza experimental.

Dentro del error de los conteos se pueden distinguir dos diferentes fuentes. Una se debe al ruido instrumental que sólo aparece significativamente en el intervalo 2, cercano al límite inferior de detección del orificio de 120 μm . La otra parece estar relacionada con la heterogeneidad dentro de una sola alícuota en los intervalos con pocas partículas. Comparado al error experimental, el error del conteo es muy alto en los intervalos 12 (57 o/o) y 15 (60 o/o). Además en el intervalo 15 el error de conteo alcanza un valor significativo, relativo a la variación total entre láminas $\left(\frac{CVC}{CVT} * 100 = 5.6 \text{ o/o}\right)$.

Es aparente que en los intervalos de pocas partículas la alícuota no tiene suficientes para rendir conteos estables y de alta confianza. En el intervalo 16 el efecto relativo del error de conteo está disminuido en comparación al error experimental por la escasez drástica de partículas y la heterogeneidad que resulta entre alícuotas.

Claramente el experimento demuestra que no se puede usar el intervalo 16 para distinguir entre las láminas y es necesario utilizar el intervalo 15 con cuidado. Los demás intervalos no parecen tener una variación experimental la cual pueda confundirse con la variación estratigráfica. Para establecer el efecto concreto del error experimental a la variación total en la comparación de cualquier juego de láminas en la secuencia de 66, se calcularon los límites de confianza para cada intervalo de tamaño, los cuales se han presentado en la Tabla 5.

AGRADECIMIENTOS

Deseamos agradecer a la Secretaría de Marina, al capitán Pompeyo León, los

oficiales y tripulación del B/O Mariano Matamoros por su valioso apoyo en la colecta del juego de núcleos del Golfo de California de que depende este estudio. También debemos reconocimiento al Sr. Andrew Soutar de la Institución Oceanográfica de Scripps, sin cuya participación con el nucleador de caja de su diseño no hubiera sido posible la colecta de muestras de tan alta calidad. Mucho agradecemos a las señoritas Leticia Amador y Berenice Cornejo la mecanografía de varios borradores de manuscrito y las tablas y al señor Sergio Ramos por los dibujos. Esta investigación forma parte de un proyecto sostenido por CONACYT-BID contrato PCMABNA-005321. La fase final de este trabajo recibió el apoyo de la Dirección Adjunta de Desarrollo Científico de CONACYT, mediante proyecto PCCBCNA - 020120.

LITERATURA CITADA

- BAGNOLD, R. A., and O Barndorff-Nielsen, 1980. The pattern of natural size distributions. *Sedimentology*, Vol. 27 (199-207).
- BAUMGARTNER, T., A. Soutar, J. Cowen. P. Moreno, J. Michaelson and K.W. Bruland, 1981. Detailed chronologies in the laminated sediments of the Guaymas slope. *Geol. Soc. America, Reunión Sec. Cordillera, Hermosillo, Sonora. Abstracts with Program*(44).
- CALVERT, S. E., 1964. Factors affecting the distribution of laminated diatomaceous sediments in the Gulf of California. In: Tj. H. and Andel and G.G. Shor (eds.), *Marine Geology of the Gulf of California*: Am Assoc. Petroleum Geologists Mem. 3 (311-330).
- 1966. Origin of diatom-rich varved sediments from the Gulf of California. *Jour. of Geology*, Vol. 74 (546-565).
- DE GEER, G., 1912. A geochronology of the last 12,000 years. *Cong. Geol. Inter., Stockholm 1910, Comptes rendus* (241-253).
- DE MASTER, D.J., 1979. *The Marine Budgets of Silica and ^{32}Si* . Ph. D. Dissertation, Yale University, New Haven, Conn. (308 pp.).
- DIXON, W. J. and F. J. Massey, Jr., 1969. *Introduction to Statistical Analysis*, McGraw Hill Book Co., New York, 3rd. Edition (638 pp).

METODO DE ELECTORRESISTENCIA

- DONEGAN, D., and H. Schrader, 1982. Biogenic and abiogenic components of laminated hemipelagic sediments in the central Gulf of California. *Marine Geology*, Vol. 48 (215-237).
- KRUMBEIN, W. C., 1934. Size frequency distributions of sediments. *Jour. Sed. Petrology*, Vol. 4 (65-77).
- Mc CAVE, I. N. and J. Jarvis, 1973. Use of the Model T Coulter Counter in size analysis of fine to coarse sand. *Sedimentology*, Vol. 20 (305-315).
- MORENO- HENTZ, P. E., 1982. Parámetros Sedimentológicos de Varvas Marinas en el Golfo de California en Relación con Variaciones Recientes. Tesis Profesional, Escuela Superior de Ciencias Marinas, UABC (105 pp).
- MUERDTER, D. R., J. P. Dauphin, and G. Steele, 1981. An interactive computerized system for grain size analysis of silt using electro-resistance. *Jour. Sed. Petrology*, Vol. 51 (647-650).
- OSER, R. K., 1972a. Textural Analysis of Fine Grained Sediments: Pelagic Sediments of the Northwest Pacific. M. S. Thesis, Oregon State University, Corvallis (54 pp).
- 1972b. Sedimentary components of Northwest Pacific Pelagic Sediments, *J. Sed. Petrology*, Vol. 42 (461-472).
- PARSONS, T. R., 1969. The use of particle size spectra in determining the structure of a plankton community. *J. Oceanogr. Soc. Japan*, Vol. 25 (172-181).
- PARTICLE DATA, INC., Sin fecha. *ElectroZone/Celloscope Instruction Manual*. Particle Data, Inc. Elmhurst, 111. (60 pp.)
- PASSEGA, R., 1964. Grain size representation by CM patterns as a geological tool. *Jour. Sed. Petrology*, Vol. 34 (830-847).
- SHELDON, R. W. and T. R. Parsons, 1967. *A Practical Manual on the Use of the Coulter Counter in Marine Science*. Coulter Electronics, Toronto (66 pp.).
- SOKAL, R. R. and F. J. Rohlf, 1969. *Biometry*. W.H. Freeman and Co., San Francisco (776 pp).
- SWIFT, D.J.P., J. R. Schubel, and R. W. Sheldon, 1972. Size analysis of fine-grained suspended sediments: A review. *Jour. Sed. Petrology*, Vol. 42 (122-135).
- WALES, M. and J. N. Wilson, 1961. Theory of coincidence in Coulter particle counters. *Rev. Scientific Instruments*, Vol. 32 (1132-1136).
- WALES, M., and J. N. Wilson, 1962. Coincidence in Coulter Counters. *Rev. Scientific Instruments*, Vol. 33 (575-576).