

AUREL WINTNER

---

On the iteration of distribution functions  
in the calculus of probability

---

Sobre la iteración de funciones de  
distribución en el cálculo de probabilidades

---

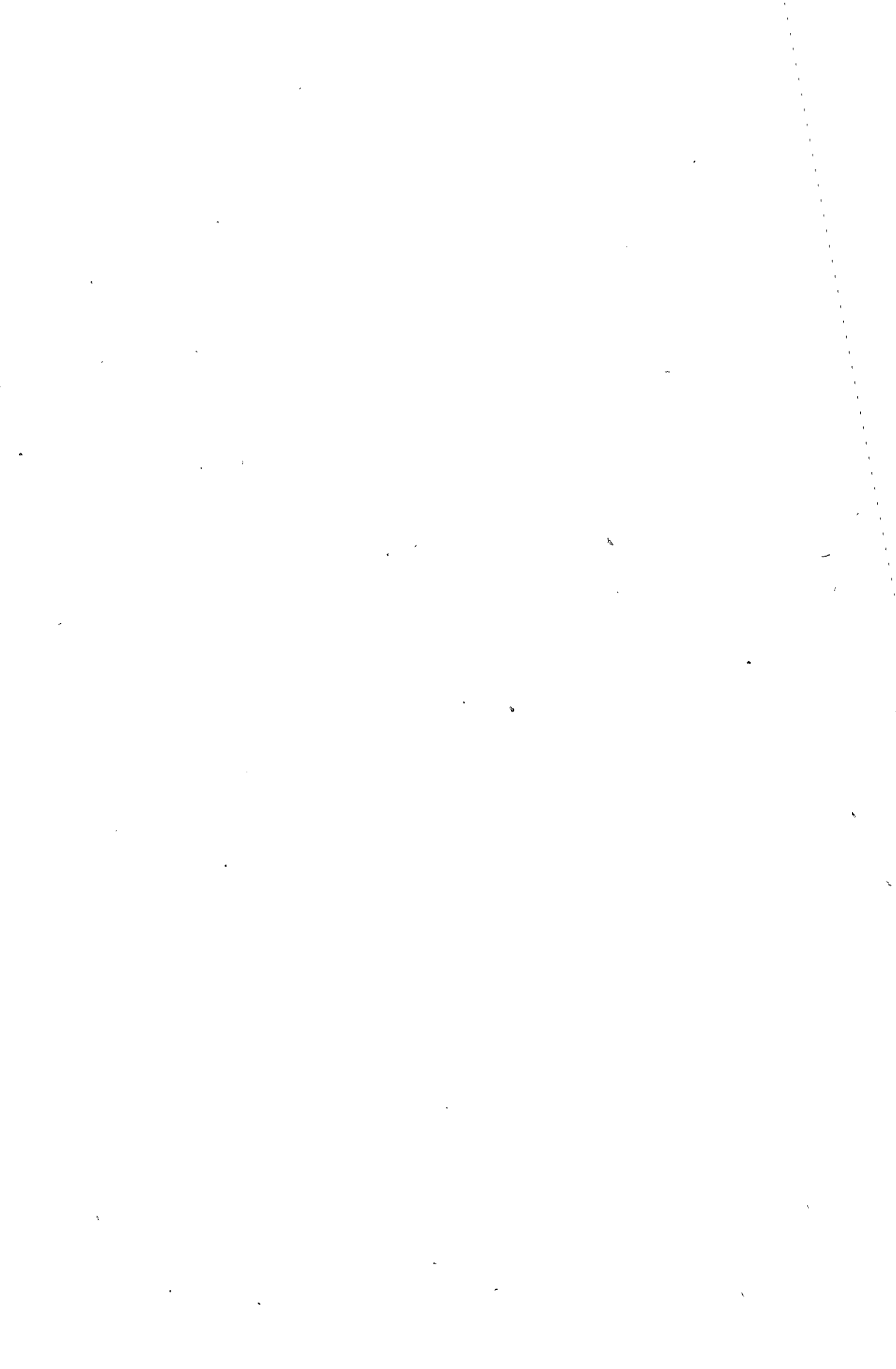
UNION MATEMATICA ARGENTINA

Publicación N.º 18

---

BUENOS AIRES

1941



# ON THE ITERATION OF DISTRIBUTION FUNCTIONS IN THE CALCULUS OF PROBABILITY

by AUREL WINTNER  
(Baltimore, Maryland, U. S. A.)

Starting with a distribution function  $\Phi(x)$ ,  $-\infty < x < +\infty$ , define a sequence of distribution functions  $\Phi_1(x) = \Phi(x)$ ,  $\Phi_2(x), \dots$  by placing  $\Phi_n(x) = \Phi^n(n^{-1/2}x)$ , where  $\Phi^n(x)$  denotes the distribution function which is recursively defined as the convolution of  $\Phi^{n-1}(x)$  and  $\Phi^1(x) = \Phi(x)$ . It is understood that by a distribution function  $\Phi(x)$  is meant a monotone function satisfying the boundary conditions  $\Phi(-\infty) = 0$ ,  $\Phi(+\infty) = 1$ , and that the convolution of two distributions functions  $\Phi_I(x)$ ,  $\Phi_{II}(x)$  is the distribution function whose Fourier-Stieltjes transform  $L$  is the product of  $L(u; \Phi_I)$  and  $L(u; \Phi_{II})$ , where

$$(1) \quad L(u; \Phi) = \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(iux) d\Phi(x); \quad -\infty < u < +\infty.$$

Thus, the sequence  $\{\Phi_n(x)\}$  belonging to a given  $\Phi(x)$  may also be defined by

$$(2) \quad L(u; \Phi_n) = (L(n^{-1/2}u; \Phi))^n.$$

The distribution functions  $\Phi_n(x)$  belonging to a given  $\Phi(x)$  form the sequence which occurs in a fundamental limit theorem in calculus of probability. In fact, this theorem<sup>(1)</sup> implies that if  $\Phi$  has a finite second moment

$$(3) \quad \mu_2(\Phi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 d\Phi(x),$$

then, as  $n \rightarrow +\infty$ , the distribution function  $\Phi_n(x)$  either tends

---

<sup>(1)</sup> Cf. P. Lévy, Bull. Soc. Math. de France, vol. 52 (1924), pp. 49-68.

to a symmetric normal distribution function or to no limit distribution function at all; the alternative being decided by whether or not the first moment

$$(4) \quad \mu_1(\Phi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \, d\Phi(x)$$

vanishes. In the first case, the numerical value of the precision of the limiting distribution (which then is normal and symmetric) is known to be determined by the standard deviation of  $\Phi$ , i. e., by the non-negative square root of the number

$$\delta(\Phi) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_1(\Phi))^2 \, d\Phi(x).$$

It is understood that  $\delta(\Phi) = 0$  only when  $\Phi(x) = 1/2 + 1/2 \operatorname{sgn}(x - c)$  for some  $c = \text{const.}$ , in which case (4) vanishes if and only if  $c = 0$ . Correspondingly, the Dirac distribution function  $1/2 + 1/2 \operatorname{sgn} x$  must be considered as representing a (symmetric) normal distribution of infinitely high precision.

This enumeration of all possibilities as to the behavior of the sequence  $\{\Phi_n(x)\}$  for  $n \rightarrow +\infty$  assumes that the probability distribution represented by the initial distribution function  $\Phi(x)$  is dispersed only in such a way that the second moment (3) is finite. The literature of the subject does not seem to contain a corresponding general treatment of the remaining case<sup>(2)</sup>, where  $\mu_2(\Phi) = +\infty$ . The object of the present note is to deal with this singular case. The result may roughly be described by saying that, if  $\mu_2(\Phi) = +\infty$ , the behavior of the distribution function  $\Phi_n(x)$  for large  $n$  is such as to correspond to a (normal) distribution of infinitely low precision.

In order to formulate the result in a precise form, let a sequence of distribution functions  $\beta^{(1)}(x), \dots, \beta^{(n)}(x), \dots$  be called *flat* if the probability distribution represented by  $\beta^{(n)}(x)$  is swept into infinity as  $n \rightarrow +\infty$ , i. e., if there exists for every  $\varepsilon > 0$  and every  $R > 0$  an  $N = N(\varepsilon, R)$  in such a way that

---

<sup>(2)</sup> M. Kac and A. Khintchine have considered this case under the assumption that the first moment (4) exists as an absolutely convergent integral; cf. Comptes Rendus, vol. 202 (1936), pp. 1963-1965.

the total variation of the monotone function  $\beta^{(n)}(x)$  on the interval  $-R < x < R$  is less than  $\varepsilon$  for every  $n > N$ . In order that such be the case, it is sufficient, though not necessary, that

$$(5) \quad L(u; \beta^{(n)}) \rightarrow 0 \text{ for every } u \neq 0, \text{ as } n \rightarrow +\infty.$$

That (5) is not a necessary condition, is illustrated by the flat sequence which is defined by  $\beta^{(n)}(x) = 1/2 + 1/2 \operatorname{sgn}(x-n)$ , since for this sequence  $|L(u; \beta^{(n)})| \equiv 1$ , by (1). On the other hand, a known proof of the continuity theorem of Fourier-Stieltjes transforms<sup>(3)</sup>, when adapted in an obvious manner to the case at hand, makes it evident that (5) is a sufficient condition for the flatness of  $\{\beta^{(n)}(x)\}$ .

The theorem to be proved states that  $\{\Phi_n(x)\}$  is a flat sequence whenever  $\mu^2(\Phi) = +\infty$ . Consequently, if  $\mu^2(\Phi) = +\infty$ , then, as  $n \rightarrow +\infty$ , the distribution function  $\Phi_n(x)$  either does not tend to a limit function, or, if it does,  $\lim \Phi_n(x)$  is a constant, instead of being a distribution function.

According to (5) and (2), it will be sufficient to show that if  $\mu^2(\Phi) = +\infty$ , then

$$(6) \quad (L(n^{-1/2} u; \Phi))^n \rightarrow 0 \text{ for every } u \neq 0, \text{ as } n \rightarrow +\infty.$$

For a given distribution function  $\Phi(x)$ , for which  $\mu_2(\Phi) = +\infty$  may but need not hold, let  $\bar{\Phi}(x)$  denote the distribution function  $1 - \Phi(-x)$ . Thus, (1) shows that  $L(u; \Phi)$  and  $L(u; \bar{\Phi})$  are complex conjugate for every  $u$ . Accordingly, if  $\Phi'(x)$  denotes the convolution of  $\Phi(x)$  and  $\bar{\Phi}(x)$ , then  $L(u; \Phi') = |L(u; \Phi)|^2$ . Hence, the assertion (6) is equivalent to the relation which one obtains by writing  $\Phi'$  for  $\Phi$  in (6). On the other hand, (3) shows that  $\mu_2(\Phi) = \mu_2(\bar{\Phi})$ . It follows, therefore, from standard relations for the momenta of convolutions<sup>(4)</sup>, that also the assumption  $\mu_2(\Phi) = +\infty$  of (6) remains unchanged if one writes  $\Phi'$  for  $\Phi$ . But  $L(u; \Phi') = |L(u; \Phi)|^2$  is real; so that, on writing  $\Phi$  for  $\Phi'$ , one has

<sup>(3)</sup> Cf. E. K. HAVILAND, Amer. Journ. of Math., vol. 57 (1935), pp. 382-388.

<sup>(4)</sup> Cf. B. JESSEN and A. WINTNER, Trans. of Amer. Math. Soc., vol. 38 (1935), pp. 54-55.

$$(7) \quad L(u; \Phi) = \int_{-\infty}^{+\infty} \cos(ux) d\Phi(x),$$

by (1). Consequently, it is sufficient to prove that the assumption  $\mu_2(\Phi) = +\infty$  implies the assertion (6) in the particular case (7).

Since  $\Phi(x)$  is a distribution function, (7) implies that

$$L(u; \Phi) - 1 = \int_{-\infty}^{+\infty} (\cos ux - 1) d\Phi(x) = -2 \int_{-\infty}^{+\infty} \sin^2(1/2 ux) d\Phi(x).$$

Hence, the assertion (6) may be written in the form

$$(8) \quad (1 - 2c_n/n)^n \rightarrow 0, \quad (n \rightarrow +\infty),$$

where  $c_n = c_n(u)$  denotes, for every fixed  $u \neq 0$ , the number

$$(9) \quad c_n = n \int_{-\infty}^{+\infty} \sin^2(n^{-1/2} ux) d\Phi(x).$$

But (8) is certainly true if  $c_n \rightarrow +\infty$  as  $n \rightarrow +\infty$ . Hence, it is sufficient to show that if  $\mu_2(\Phi) = +\infty$ , then the expression (9) tends with  $n$  to  $+\infty$  for every fixed  $u \neq 0$ .

Now, if  $R > 0$  is arbitrary, then

$$c_n \geq n \int_{-R}^R \sin^2(n^{-1/2} ux) d\Phi(x).$$

Hence,

$$\liminf_{n \rightarrow +\infty} c_n \geq u^2 \int_{-R}^R x^2 d\Phi(x); \quad \text{while} \quad \lim_{R \rightarrow +\infty} \int_{-R}^R x^2 d\Phi(x) = \mu_2(\Phi),$$

by (3). Since  $u \neq 0$  and  $\mu_2(\Phi) = +\infty$ , it follows that  $c_n \rightarrow +\infty$  as  $n \rightarrow +\infty$ ; so that the proof is complete.

There arises the question whether in the flat case the  $n^{\text{th}}$  distribution function must tend to a constant as  $n \rightarrow \infty$ , or that it is possible that the  $n^{\text{th}}$  distribution function flattens out in such a way as to tend to no limiting position. The discussion of this question seems to require more detailed considerations<sup>(5)</sup> than the summary Fourier analysis applied above. In addition one can ask whether, in case the constant limit exists, the constant can or cannot have a value distinct from one of the three values 0,  $\frac{1}{2}$ , 1, which are trivially possible.

The Johns Hopkins University.

---

<sup>(5)</sup> E. R. VAN KAMPEN AND AUREL WINTNER, American Journal of Mathematics, vol. 50 (1937), pp. 635-654.





# SOBRE LA ITERACION DE FUNCIONES DE DISTRIBUCION EN EL CALCULO DE PROBABILIDADES

por AUREL WINTNER

(Baltimore, Maryland, U. S. A.)

Partiendo de una función de distribución  $\Phi(x)$ ,  $-\infty < x < +\infty$ , se puede definir una sucesión de funciones de distribución  $\Phi_1(x) = \Phi(x)$ ,  $\Phi_2(x)$ , ... poniendo  $\Phi_n(x) = \Phi^n(n^{1/2}x)$ , donde  $\Phi^n(x)$  indica la función de distribución definida por recurrencia como la convolución (en alemán «faltung») de  $\Phi^{n-1}(x)$  y  $\Phi^1(x) = \Phi(x)$ . Por función de distribución  $\Phi(x)$  se entiende una función monótona que satisface las condiciones límites  $\Phi(-\infty) = 0$ ,  $\Phi(+\infty) = 1$  y por convolución de dos funciones de distribución  $\Phi_I(x)$ ,  $\Phi_{II}(x)$  indicamos la función de distribución cuya transformada  $L$  de Fourier-Stieltjes es el producto de  $L(u; \Phi_I)$  y  $L(u; \Phi_{II})$ , siendo

$$(1) \quad L(u; \Phi) = \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(iux) d\Phi(x) \quad ; \quad -\infty < u < +\infty$$

Por tanto, la sucesión  $\{\Phi_n(x)\}$  perteneciente a una  $\Phi(x)$  dada puede ser definida por

$$(2) \quad L(u; \Phi_n) = (L(n^{-1/2}u; \Phi))^n$$

Las funciones de distribución  $\Phi_n(x)$  pertenecientes a una  $\Phi(x)$  dada forman la sucesión que aparece en un teorema límite fundamental del cálculo de probabilidades. En efecto, este teorema <sup>(1)</sup> implica que si  $\Phi(x)$  tiene un momento segundo finito

$$(3) \quad \mu_2(\Phi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 d\Phi(x),$$

entonces, para  $n \rightarrow \infty$ , las funciones de distribución  $\Phi_n(x)$  o bien tienden a una función de distribución normal y simétrica o bien no tienden a ninguna función de distribución; la alternativa se decide según que sea nulo o no el primer momento

$$(4) \quad \mu_1(\Phi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x d\Phi(x)$$

---

<sup>(1)</sup> P. Lévy, Bull. Soc. Math. de France, vol. 52 (1924), pág. 49-68.

En el primer caso, el valor numérico de la precisión de la distribución límite (la cual es entonces normal y simétrica) se sabe que está determinado por la desviación tipo de  $\Phi$ , es decir, por la raíz cuadrada no negativa del número

$$\delta(\Phi) = \int_{-\infty}^{+\infty} [x - \mu_1(\Phi)]^2 d\Phi(x)$$

Evidentemente que  $\delta(\Phi) = 0$  solamente cuando  $\Phi(x) = 1/2 + 1/2 \operatorname{sgn}(x - c)$  para alguna  $c = \text{constante}$ . en cuyo caso (4) se anula cuando y solamente cuando  $c = 0$ . Análogamente, la función de distribución de Dirac  $1/2 + 1/2 \operatorname{sgn} x$  puede ser considerada como representación de una distribución normal y simétrica de precisión infinitamente elevada.

Esta enumeración de todas las posibilidades sobre el comportamiento de la sucesión  $\{\Phi_n(x)\}$  para  $n \rightarrow \infty$  lleva consigo que la distribución de probabilidad representada por la función de distribución inicial  $\Phi(x)$  es dispersa solo en el caso en que el segundo momento (3) es finito. La literatura sobre esta cuestión no parece contener un tratamiento general análogo del caso restante (2), cuando  $\mu_2(\Phi) = +\infty$ .

El objeto de la presente nota es estudiar este caso singular. El resultado puede ser enunciado groseramente diciendo que, si  $\mu_2(\Phi) = +\infty$ , el comportamiento de la función de distribución  $\Phi_n(x)$  para grandes  $n$  es el que corresponde a una distribución normal de precisión infinitamente baja.

Para formular este resultado en una forma precisa, llamemos *lisa* a una sucesión de funciones de distribución  $\beta^{(1)}(x), \beta^{(2)}(x), \dots, \beta^{(n)}(x), \dots$ , tal que la distribución de probabilidad representada por  $\beta^{(n)}(x)$  es barrida al infinito para  $n \rightarrow \infty$ , es decir, si existe para cada  $\varepsilon > 0$  y para cada  $R > 0$  un  $N = N(\varepsilon, R)$  tal que la variación total de la función monótona  $\beta^{(n)}(x)$  en el intervalo  $-R < x < R$  sea menor que  $\varepsilon$  para cada  $n > N$ . Para que esto suceda es suficiente, aunque no necesario que

$$(5) \quad L(u; \beta^{(n)}) \rightarrow 0 \text{ para cada } u \neq 0, \text{ cuando } n \rightarrow +\infty.$$

Que (5) no es condición necesaria se comprueba considerando la sucesión lisa definida por  $\beta^{(n)}(x) = 1/2 + 1/2 \operatorname{sgn}(x - n)$ , puesto que según (1) para esta función es  $|L(u; \beta^{(n)})| \equiv 1$ . Por otra parte, una conocida demostración del teorema de continuidad de la transformada de Stieltjes-Fourier (3), adaptada a este caso particular da

(2) M. KAC y A. KHINTCHINE han considerado este caso bajo la hipótesis de que el primer momento (4) existe y es una integral absolutamente convergente. Comptes Rendus, vol. 202 (1936) pág. 1963-1965.

(3) E. K. HAVILAND, Amer. Journ. of Math., vol. 57 (1935), pág. 382-388.

de manera inmediata que (5) es una condición suficiente para que  $\{\beta^{(n)}(x)\}$  sea lisa.

El teorema que queremos demostrar prueba que  $\{\phi_n(x)\}$  es una sucesión lisa siempre que  $\mu_2(\Phi) = +\infty$ . En consecuencia si  $\mu_2(\Phi) = +\infty$ , para  $n \rightarrow \infty$  la función de distribución  $\phi_n(x)$  o bien no debe tender a ninguna función límite o bien el  $\lim \phi_n(x)$  es una constante en lugar de ser una función de distribución.

Teniendo en cuenta (5) y (7) será suficiente probar que si  $\mu_2 = +\infty$ , entonces

$$(6) \quad (L(n^{-1/2} u; \phi))^n \rightarrow 0 \text{ para todo } u \neq 0, \text{ cuando } n \rightarrow +\infty.$$

Para una función de distribución dada  $\Phi(x)$  para la cual puede o no verificarse que  $\mu_2(\Phi) = \infty$ , representaremos por  $\bar{\Phi}(x)$  la función de distribución  $1 - \Phi(x)$ . Así (1) prueba que  $L(u; \Phi)$  y  $L(u; \bar{\Phi})$  son complejos conjugados para cada  $u$ . Según esto, si  $\bar{\Phi}(x)$  indica la convolución de  $\Phi(x)$  y  $\bar{\Phi}(x)$ , entonces  $L(u; \bar{\Phi}') = |L(u; \Phi)|^2$ . Por tanto la condición (6) es equivalente a la relación que se obtiene escribiendo  $\bar{\Phi}'$  en lugar de  $\Phi$  en (6). Por otra parte (3) prueba que  $\mu_2(\Phi) = \mu_2(\bar{\Phi})$ . En consecuencia, por relaciones conocidas entre los momentos de las convoluciones<sup>(4)</sup> se ve que también la hipótesis  $\mu_2(\Phi) = +\infty$  de (6) subsiste si se escribe  $\bar{\Phi}'$  en lugar de  $\Phi$ . Pero  $L(u; \bar{\Phi}') = |L(u; \Phi)|^2$  es real, de manera que escribiendo  $\bar{\Phi}$  en lugar de  $\bar{\Phi}'$ , se tiene, por (1):

$$(7) \quad L(u; \bar{\Phi}) = \int_{-\infty}^{+\infty} \cos(ux) d\bar{\Phi}(x)$$

En consecuencia es suficiente demostrar que la hipótesis  $\mu_2(\Phi) = +\infty$  implica la afirmación (6) en el caso particular (7).

Puesto que  $\bar{\Phi}(x)$  es una función de distribución, (7) implica que

$$L(u; \bar{\Phi}) - 1 = \int_{-\infty}^{+\infty} (\cos ux - 1) d\bar{\Phi}(x) = -2 \int_{-\infty}^{+\infty} \text{sen}^2(1/2 ux) d\bar{\Phi}(x).$$

De aquí, que la igualdad (6) puede ser escrita en la forma

$$(8) \quad (1 - 2 \frac{c_n}{n})^n \rightarrow 0, \quad (n \rightarrow +\infty)$$

donde  $c_n = c_n(u)$  indica para cada valor fijo de  $u \neq 0$ , el número

<sup>(4)</sup> B. JESSEN y A. WINTNER, Trans. of Amer. Math. Soc. vol. 38 (1935), págs. 54-55.

$$(9) \quad c_n = n \int_{-\infty}^{+\infty} \text{sen}^2 (n^{-1/2} u x) d\phi(x).$$

Pero (8) es seguramente cierto si  $c_n \rightarrow \infty$  para  $n \rightarrow +\infty$ . De aquí que sea suficiente probar que si  $\mu_2(\phi) = +\infty$ , entonces la expresión (9) tiende a infinito con  $n$  para cada valor fijo de  $u \neq 0$ .

Ahora bien, si  $R > 0$  es arbitrario, entonces

$$c_n \geq n \int_{-R}^{+R} \text{sen}^2 (n^{-1/2} u x) d\phi(x).$$

De aquí, por (3)

$$\liminf_{n \rightarrow +\infty} c_n \geq u^2 \int_{-R}^{+R} x^2 d\phi(x); \quad \text{pues } \lim_{R \rightarrow +\infty} \int_{-R}^{+R} x^2 d\phi(x) = \mu_2(\phi).$$

Puesto que  $u \neq 0$  y  $\mu_2(\phi) = +\infty$  se deduce que  $c_n \rightarrow +\infty$  para  $n \rightarrow +\infty$ , con lo cual la demostración está terminada.

Queda en pie la cuestión de si para sucesión lisa la  $n^{\text{a}}$  función de distribución debe tender a una constante para  $n \rightarrow \infty$ , o bien si es posible que la  $n^{\text{a}}$  función de distribución se haga lisa de tal manera que no tienda a ninguna posición límite. El estudio de esta cuestión parece requerir consideraciones más precisas<sup>(5)</sup> que el simple análisis de Fourier aplicado anteriormente.

Por último se puede preguntar si en el caso que exista la constante límite, ésta puede o no tener un valor distinto de los tres valores 0,  $1/2$ , 1, los cuales son evidentemente posibles.

The Johns Hopkins University.

(Original recibido en Enero de 1940).

<sup>(5)</sup> E. R. VAN KAMPEN y AUREL WINTNER, American Journal of Mathematics, vol. 59 (1937), págs. 635-654.