

## Sobre Medidas de Probabilidade Geradas por Fracções Contínuas Regulares

por J. Marques Henriques

Lisboa

### 1. Introdução

É um facto bem conhecido que qualquer número irracional admite um desenvolvimento único em fracção contínua regular. Se o número em questão é o resultado de uma experiência aleatória efectuada sobre os números de um intervalo de medida unitária, então os seus termos podem considerar-se como variáveis aleatórias susceptíveis de gerarem medidas de probabilidade. No decorrer deste trabalho apresentamos algumas propriedades notáveis destas medidas de probabilidade.

Seja então  $\Omega$  o conjunto dos números irracionais do intervalo  $(0, 1)$ ,  $\mathfrak{A} := \Omega \cap \mathfrak{B}^1$  a  $\sigma$ -álgebra dos sub-conjuntos borelianos de  $\Omega$ , e  $\lambda$  a clássica medida de LEBESGUE. Deste modo,  $(\Omega, \mathfrak{A}, \lambda)$  é um espaço de probabilidade completo. Consideremos  $\omega$  como sendo o ponto genérico de  $\Omega$ . Então, o desenvolvimento de  $\omega$  em fracção contínua regular será designado do seguinte modo (compare-se, e. g. com [6], [7], ou [14]):

$$(1.1) \quad \omega = [0; a_1(\omega), a_2(\omega), \dots].$$

Os termos da fracção contínua são funções de  $\omega$ , e por isso os designamos por  $a_i(\omega)$  ( $i = 0, 1, 2, \dots$ ).

Como  $\omega \in \Omega$ , então necessariamente que  $a_0(\omega) = 0$ .

Além disso,  $a_i(\omega)$  ( $i > 1$ ) é sempre um inteiro positivo.

Não é completamente evidente o facto de as funções  $a_i(\omega)$  serem variáveis aleatórias definidas sobre o espaço de probabilidade  $(\Omega, \mathfrak{A}, \lambda)$ , mas tal facto será justificado mais adiante.

Em todo este artigo utilizaremos as notações clássicas usadas na teoria das fracções contínuas, de que fazemos aqui apenas um breve resumo.

A *reduzida* (ou *convergente*) de ordem  $n$  de  $\omega$  é o número (racional)

$$(1.2) \quad \frac{A_n(\omega)}{B_n(\omega)} = [0; a_1(\omega), \dots, a_n(\omega)],$$

cujas *constituintes*  $A_n(\omega)$  e  $B_n(\omega)$  se podem calcular pelo processo iterativo seguinte:

$$(1.3) \quad \begin{aligned} A_{n+1}(\omega) &= a_{n+1}(\omega) \cdot A_n(\omega) + A_{n-1}(\omega) \\ B_{n+1}(\omega) &= a_{n+1}(\omega) \cdot B_n(\omega) + B_{n-1}(\omega) \end{aligned} \quad (n > 0)$$

onde se estabelece a convenção:

$$(1.4) \quad \begin{aligned} A_{-1} &= 1, & A_0 &= 0 \\ B_{-1} &= 0, & B_0 &= 1. \end{aligned}$$

A *relação modular* seguinte (veja-se, e. g. [6], [7], ou [14]) será utilizada mais abaixo:

$$(1.5) \quad A_n B_{n-1} - A_{n-1} B_n = (-1)^{n-1} \quad (n > 0).$$

(Sempre que não seja necessário, omitiremos os argumentos). De grande importância é a seguinte

DEF. (KHINCHIN [7, pág. 56]). *Intervalo fundamental de ordem n*, é o conjunto

$$(1.6) \quad \Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)} = \{\omega : a_i(\omega) = k_i; i = 1, \dots, n\},$$

onde os  $k_i$ 's são todos inteiros positivos, ou seja,  $k_i = 1, 2, \dots$ .

Nota: De facto,  $\Delta^{(n)} \subset \Omega$ , de modo que a designação de *intervalo* é utilizada aqui apenas por razões de consistência com a terminologia usada quando se admitem também os números racionais no conjunto fundamental  $\Omega$ .

Se puzermos  $A_n/B_n := [0; k_1, \dots, k_n]$ , então é um facto conhecido que

$$(1.7) \quad \Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)} = \begin{cases} \left( \frac{A_n}{B_n}, \frac{A_n + A_{n-1}}{B_n + B_{n-1}} \right) \cap \Omega, & \text{se } n = 2\nu \\ \left( \frac{A_n + A_{n-1}}{B_n + B_{n-1}}, \frac{A_n}{B_n} \right) \cap \Omega, & \text{se } n = 2\nu + 1. \end{cases}$$

Nota:  $A_n/B_n$  é um número racional, quaisquer que sejam os  $k_i$ 's (inteiros positivos), de modo que  $\Delta^{(n)}$  pode considerar-se de facto como um intervalo aberto, na topologia induzida por  $\Omega$  nos sub-conjuntos de  $(0, 1)$ .

Um aspecto importante que salientamos aqui, e que se prova facilmente, é que os intervalos fundamentais de todas as ordens geram a  $\sigma$ -álgebra  $\mathfrak{A}$ .

DEF. Chamaremos *rede* (de  $(\Omega, \mathfrak{A}, \lambda)$ ) a toda a sucessão  $\{\mathfrak{N}_n\}$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) de sub-classes de  $\mathfrak{A}$ , tal que:

(i) os conjuntos de  $\mathfrak{N}_n$  são disjuntos dois a dois e  $\cup \mathfrak{N}_n = \Omega$ ;

(ii) se  $A \in \mathfrak{N}_n$ , então  $\lambda(A) > 0$ ;

(iii) se  $A \in \mathfrak{N}_n$ , então é

$$A = \cup \{B : B \in \mathfrak{N}_{n+1} \text{ e } B \subset A\}.$$

Uma consequência imediata é o seguinte

TEOREMA 1. *A sucessão das classes*

$$\mathfrak{N}_n = \{\Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)}; k_i = 1, 2, \dots\} \quad (n = 1, 2, \dots)$$

é uma rede.

DEM. (ii) é de verificação imediata, atendendo às relações (1.5) e (1.7). De facto, tem-se

$$(1.8) \quad \lambda(\Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)}) = \frac{1}{B_n(B_n + B_{n-1})} > 0,$$

qualquer que seja  $n = 1, 2, \dots$ .

(i) e (iii) são uma consequência directa de (1.6), pois que fixados  $k_1, \dots, k_n$  se tem

$$(1.9) \quad \Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)} = \sum_{\nu=1}^{\infty} \Delta_{k_1, \dots, k_n, \nu}^{(n+1)}$$

com uma união disjunta de intervalos fundamentais de ordem  $n + 1$  (RICHTER [12]). Q. E. D.

As medidas de probabilidade geradas por  $a_i(\omega) = k_i, i = 1, \dots, n$  (consideradas sobre o espaço mensurável  $(\Omega, \mathfrak{A})$ ) são definidas sobre os intervalos fundamentais de ordem  $n$ , por relações do tipo:

$$(1.10) \quad P(\Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)}) =: p(k_1, \dots, k_n).$$

Compare-se com BILLINGSLEY [3, (3.12)].

E agora é evidente que as funções  $a_n(\omega)$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) são variáveis aleatórias relativamente aos dois espaços de probabilidade  $(\Omega, \mathfrak{A}, \lambda)$  e  $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$ , i. e. são  $\mathfrak{A}$ -mensuráveis (e portanto também  $P$ - e  $\lambda$ -mensuráveis), uma vez que são funções simples definidas em  $\Omega$ , ou seja, para  $\omega \in \Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)}$  tem-se

$$(1.11) \quad a_n(\omega) = k_n.$$

## 2. Uma condição necessária e suficiente para que $P$ seja singular

Nesta secção demonstraremos o seguinte

**TEOREMA 2.**  $P \perp \lambda \iff$

$$(2.1) \quad \lambda(\omega : \lim_{n \rightarrow \infty} B_n^2(\omega) \cdot p(a_1(\omega), \dots, \dots, a_n(\omega)) = 0) = 1.$$

*Nota:* Usamos a notação  $P \perp \lambda$  para denotar que  $P$  é uma medida *singular* relativamente à medida de LEBESGUE, i. e. admite um *suporte* (conjunto  $A \in \mathfrak{A}$ , tal que  $P(A) = 1$ ), disjunto de algum suporte de  $\lambda$ .

**DEM.** Fixemos  $n$ . Então a função

$$(2.2) \quad x_n(\omega) := \sum_{\Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)} \in \mathfrak{A}_n} I_{\Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)}} \frac{P(\Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)})}{\lambda(\Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)})},$$

é definida para todos os  $\omega \in \Omega$ ; mais concretamente, para  $\omega \in \Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)}$ , é:

$$(2.3) \quad x_n(\omega) = P(\Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)}) / \lambda(\Delta_{k_1, \dots, k_n}^{(n)}) = B_n(\omega) \cdot [B_n(\omega) + B_{n-1}(\omega)] \cdot p(a_1(\omega), \dots, a_n(\omega)),$$

onde usamos as relações (1.8), (1.10) e (1.11). Ora, como em virtude do Teorema 1,

$\{\mathfrak{A}_n\}$  é uma rede, logo se conclui que (cf. DOOB [4, pg. 612 e 343] e HEWITT and STROMBERG [5, pg. 343]):

$$(i) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} x_n(\omega) =: x_\infty(\omega) \text{ existe p. p. ; e,}$$

$$(ii) \quad P \perp \lambda \iff x_\infty(\omega) = 0 [\lambda],$$

uma vez que, por definição,  $x_\infty(\omega)$  é a derivada de  $P$  em ordem a  $\lambda$ , relativamente à rede  $\{\mathfrak{A}_n\}$  ( $n = 1, 2, \dots$ ).

Ora, como (1.3) implica

$$0 < B_{n-1}(\omega) < B_n(\omega),$$

segue-se que

$$B_n^2(\omega) \cdot p(a_1(\omega), \dots, a_n(\omega)) < x_n(\omega) < \\ < 2 B_n^2(\omega) \cdot p(a_1(\omega), \dots, a_n(\omega))$$

e por isso (i) e (ii) acarretam a veracidade do TEOREMA. Q. E. D.

*Nota:* Uma outra demonstração deste TEOREMA usa a propriedade da sucessão (2.2) ser uma *martingala* (cf. DOOB [4, Cap. VII]). De facto,

$$E(x_n | x_1, \dots, x_{n-1}) = \\ = E(x_n | a_1, \dots, a_{n-1}) = x_{n-1}[\lambda],$$

onde  $E(\cdot | \cdot)$  designa o valor esperado da primeira variável aleatória, condicionado pelas seguintes, tomado relativamente a  $P$ .

## 3. A singularidade de $P$ , no caso das variáveis aleatórias $a_i(\omega)$ serem independentes

Consideremos agora o caso seguinte:

$$(3.1) \quad p(k_1, \dots, k_n) = \prod_{i=1}^n p_i(k_i),$$

onde  $p_i(k) > 0$  e  $\sum_{k=1}^{\infty} p_i(k) = 1$  ( $i=1, 2, \dots$ ).

Isto é, por definição, o que sucede quando as variáveis aleatórias  $a_i(\omega)$  são independentes (relativamente a  $P$ ), ou seja,

$$(3.2) \quad P(\omega : a_i(\omega) = k_i \ \& \ a_j(\omega) = k_j) = P(\omega : a_i(\omega) = k_i) \cdot P(\omega : a_j(\omega) = k_j),$$

para todos os  $i \neq j$ . Para simplificar a notação escreveremos :

$$(3.3) \quad p_i(k) := P(\omega : a_i(\omega) = k),$$

onde, evidentemente,  $i > 1$  e  $k = 1, 2, \dots$

Em primeiro lugar provaremos o seguinte

LEMA.  $a_i(\omega)$ 's independentes  $\Rightarrow$  a medida de probabilidade  $P$  é :

- $\alpha$ ) puramente atômica; ou,
- $\beta$ ) não-atômica e singular; ou,
- $\gamma$ ) absolutamente contínua.

DEM. A demonstração deste Lema envolve algumas dificuldades. Por isso, após algumas extensões da teoria desenvolvida, provaremos sucessivamente :

1.º Que, em certas condições,  $P$  satisfaz  $\alpha$ );

2.º Que se  $P$  não satisfaz nem  $\alpha$ ) nem  $\gamma$ ), então satisfaz  $\beta$ );

3.º O caso  $\gamma$ ) não será demonstrado ( $P \ll \lambda$  é, até mesmo, impossível, como se verá pelo TEOREMA 3), uma vez que se  $P$  não satisfizesse nem  $\alpha$ ), nem  $\beta$ ), então necessariamente (aplicando o clássico teorema de LEBESGUE-RADON-NIKODYM) teria de satisfazer  $\gamma$ ).

I. Dada a probabilidade  $P$ , suponhamos que  $P(A) > 0$  para um certo  $A \in \mathfrak{A}$

(um tal conjunto existe sempre, pois que  $P(\Omega) = 1$ ). Associe-mos a  $A$  o conjunto  $A^*$  dos irracionais *equivalentes* (cf. VICENTE GONÇALVES [14, pg. 129] ou HARDY and WRIGHT [6, (10. 11)]), aos irracionais de  $A$ , i. e.

$$(3.4) \quad A^* := \{ \omega : \exists n_0 = n_0(\omega) \text{ e } \omega_0 \in A \text{ e } a_i(\omega) = a_i(\omega_0), \ i > n_0 \}.$$

Se introduzirmos o resto de ordem  $n$  de  $\omega$ ,

$$(3.5) \quad r_n(\omega) := [a_n(\omega); a_{n+1}(\omega), \dots]$$

é

$$A^* = \{ \omega : r_{n_0}(\omega) = r_{n_0}(\omega_0), \ \omega_0 \in A \}.$$

Nota:  $r_n(\omega)$  é, para cada  $\omega$ , um número irracional do intervalo  $(1, \infty)$ . De facto,  $a_n(\omega) > 1$ , e  $[0; a_{n+1}(\omega), \dots] \in \Omega$ .

É claro que  $A \subset A^*$  e como  $A^*$  é o conjunto dos pontos  $\omega$  para os quais a sucessão de variáveis aleatórias independentes  $a_1(\omega), a_2(\omega), \dots$  é convergente, usando a lei de KOLMOGOROV (cf. RICHTER [12]), logo se conclui que  $P(A^*) = 0$  ou  $P(A^*) = 1$ ; mas como  $P(A) > 0$  é então, necessariamente,

$$(3.6) \quad P(A^*) = 1.$$

Por outro lado (cf. HARDY and WRIGHT [6]),  $\omega \in A^* \Leftrightarrow$  para algum  $\omega_0 \in A$  se encontram inteiros positivos  $\alpha, \beta, \gamma, \delta$  tais que  $\alpha\delta - \beta\gamma = \pm 1$  e  $\omega = (\alpha\omega_0 + \beta) / (\gamma\omega_0 + \delta)$ .

Se definirmos (sempre com  $\alpha\delta - \beta\gamma = \pm 1$ )

$$(3.7) \quad A_{\alpha\beta\gamma\delta} := \{ \omega : \omega = (\alpha\omega_0 + \beta) / (\gamma\omega_0 + \delta), \ \omega_0 \in A \},$$

então facilmente se vê que

$$(3.8) \quad A^* = \sum_{\alpha, \beta, \gamma, \delta} A_{\alpha\beta\gamma\delta}$$

onde os conjuntos  $A_{\alpha\beta\gamma\delta}$  constituem as diferentes classes de equivalência.

II. Passemos agora à demonstração do Lema propriamente dito:

1.º Suponhamos que o conjunto  $A$ , considerado em I é numerável. Então, evidentemente que os  $A_{\alpha\beta\gamma\delta}$  são também todos numeráveis e por consequência  $A^*$  é numerável. Então  $P$  é medida puramente atômica, pois que

$$(3.9) \quad P(A^*) = 1 \Rightarrow P(\Omega - A^*) = 0,$$

com  $A^*$  numerável, e  $\alpha$ ) está demonstrada.

2.º Suponhamos agora que  $P$  não satisfaz  $\alpha$ ) (i. e., em virtude de 1.º, que  $A$  não é numerável). Suponhamos ainda que  $P$  não é absolutamente contínua. Então, para um certo  $A \in \mathfrak{A}$  será  $P(A) > 0$  com  $\lambda(A) = 0$ , e portanto  $P(A^*) = 1$ , tal como em I. Mas  $\lambda(A) = 0$  implica  $\lambda(A_{\alpha\beta\gamma\delta}) = 0$  para todos os  $\alpha, \beta, \gamma, \delta$  satisfazendo a condição  $\alpha\delta - \beta\gamma = \pm 1$ , uma vez que a medida de LEBESGUE é invariante relativamente a transformações lineares. E por conseguinte, (3.8) implica

$$(3.10) \quad \lambda(A^*) = \sum_{\alpha, \beta, \gamma, \delta} \lambda(A_{\alpha\beta\gamma\delta}) = 0.$$

O teorema de LEBESGUE-RADON-NIKODYM aplicado a  $P$  implica então que  $P$  é medida não-atômica (se  $A$  fosse um átomo de  $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$  então necessariamente  $A$  seria um destes conjuntos, acarretando uma contradição, pois  $A$  teria de ser ou numerável, ou conjunto de continuidade de  $P$ ), demonstrando  $\beta$ ).

3.º Evidentemente que se  $P$  não satisfaz  $\alpha$ ) nem  $\beta$ ), então necessariamente tem de ser tal que  $P \ll \lambda$ , pois  $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$  é obviamente

mente um espaço de probabilidade regular (cf. HEWITT and STROMBERG [5, (12.39)]), relativamente à topologia induzida por  $\Omega$ . Q. E. D.

E posto isto passamos finalmente ao

TEOREMA 3. (CHATTERJI).  $a_i(\omega)$ 's independentes  $\Rightarrow$

- a)  $P \perp \lambda$ ;
- b) a medida de probabilidade  $P$  é:
  - $\alpha$ ) puramente atômica; ou
  - $\beta$ ) não-atômica.

DEM.: Atendendo ao Lema, basta provar a impossibilidade de  $P \ll \lambda$ , pois que tanto nos casos 1.º como 2.º (cf. (3.9) e (3.10) resp.) do Lema se encontraram sempre suportes  $A^*$  para  $P$ , com  $\lambda(A^*) = 0$ , provando  $a$ ).

A demonstração vai fazer-se por redução ao absurdo, admitindo que de facto se pode ter  $P \ll \lambda$ .

Recapitemos aqui o seguinte TEOREMA, devido a GAUSS (veja-se e. g. BILLINGSLEY [3, (4.11)] ou KHINCHIN [7, pg. 72]):

Com  $\omega \in \Omega$ , tem-se  $(0 < x < 1)$ :

$$(3.11) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \lambda(\omega : r_n(\omega)^{-1} < x) = \frac{\log(1+x)}{\log 2}.$$

Este teorema, formulado por GAUSS pela primeira vez em 1812, numa carta dirigida a LAPLACE (reproduzida no livro de J. V. USPENSKI (1937), *Introduction to Mathematical Probability*, New York: MC-GRAW-HILL), só foi demonstrado em 1928 por R. O. KUZMIN e, independentemente, em 1929 por P. LÉVY, a quem se deve uma generalização que iremos utilizar abaixo.

Ora, do teorema de GAUSS conclui-se que:

$$\begin{aligned}
 (3.12) \quad & \lim_{n \rightarrow \infty} \lambda(\omega : r^n(\omega) < t) = \\
 & = 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} \lambda(\omega : r^n(\omega)^{-1} < t^{-1}) = \\
 & = 1 - \frac{1}{\log 2} \log\left(1 + \frac{1}{t}\right) = \\
 & = \frac{1}{\log 2} \log \frac{2t}{1+t}.
 \end{aligned}$$

Até aqui nada concluímos de novo. O facto que aqui utilizamos é o seguinte

TEOREMA DE LÉVY. Se  $P \ll \lambda$ , então (3.12) é válida com  $P$  em lugar de  $\lambda$ .

Este teorema foi demonstrado pela primeira vez em 1937 ([10]), utilizando complicados métodos analíticos. No entanto, existem actualmente outras demonstrações mais simples, em especial as que utilizam o teorema ergódico, de que não nos ocuparemos aqui.

Então, voltando à demonstração do TEOREMA 3, se fosse  $P \ll \lambda$ , utilizando (3.12) com  $P$  em vez de  $\lambda$ , temos o seguinte resultado:

$$\begin{aligned}
 (3.13) \quad & \lim_{n \rightarrow \infty} P(\omega : a_n(\omega) = k) = \\
 & = \lim_{n \rightarrow \infty} P(\omega : k < r_n(\omega) < k+1) = \\
 & = \frac{1}{\log 2} \left[ \log \frac{2(k+1)}{k+2} - \log \frac{2k}{k+1} \right] = \\
 & = \frac{1}{\log 2} \log \frac{(k+1)^2}{k(k+2)}.
 \end{aligned}$$

(Compare-se com BILLINGSLEY [3, pg. 45]). Por outro lado é

$$\begin{aligned}
 (3.14) \quad & \lim_{n \rightarrow \infty} P(\omega : a_n(\omega) = k_1 \text{ \& \ } a_{n+1}(\omega) = k_2) = \\
 & = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\omega : k_1 + \frac{1}{k_2+1} < r_n(\omega) < k_1 + \frac{1}{k_2}\right) =
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\omega : \frac{k_1(k_2+1)+1}{k_2+1} < \right. \\
 & \quad \left. < r_n(\omega) < \frac{k_1 k_2 + 1}{k_2}\right) = \\
 & = \frac{1}{\log 2} \left[ \log \frac{2 \frac{k_1 k_2 + 1}{k_2}}{\frac{k_1 k_2 + 1}{k_2} + 1} - \right. \\
 & \quad \left. - \log \frac{2 \frac{k_1(k_2+1)+1}{k_2+1}}{\frac{k_1(k_2+1)+1}{k_2+1} + 1} \right] = \\
 & = \frac{1}{\log 2} \log \left[ \frac{k_1 k_2 + 1}{k_2(k_1+1)+1} \cdot \right. \\
 & \quad \left. \cdot \frac{(k_2+1)(k_1+1)+1}{k_1(k_2+1)+1} \right].
 \end{aligned}$$

E da independência das variáveis aleatórias  $a_i(\omega)$ , usando (3.2) e passando aos limites para  $n \rightarrow \infty$ , de (3.13) e (3.14) deverá vir

$$\begin{aligned}
 & \prod_{i=1}^2 \left[ \frac{1}{\log 2} \log \frac{(k_i+1)^2}{k_i(k_i+2)} \right] = \\
 & = \frac{1}{\log 2} \log \left[ \frac{k_1 k_2 + 1}{k_2(k_1+1)+1} \cdot \right. \\
 & \quad \left. \cdot \frac{(k_2+1)(k_1+1)+1}{k_1(k_2+1)+1} \right].
 \end{aligned}$$

Ora, esta igualdade é falsa. Punhamos, e.g.  $k_1 = k_2 = 1$ ; viria

$$\left[ \frac{1}{\log 2} \log \frac{4}{3} \right]^2 = \frac{1}{\log 2} \log \frac{10}{9},$$

o que é uma contradição relativamente à hipótese de que  $P \ll \lambda$ . Q. E. D.

## 4. Aplicações.

## BIBLIOGRAFIA

O TEOREMA 3 é devido a CHATTERJI [2], cuja demonstração seguimos de perto, excepto no que respeita a uma condição necessária e suficiente de atomicidade de  $P$ , inicialmente devida a VAN KAMPEN. Aquele Autor aplica o Teorema para demonstrar a singularidade da função de MINKOWSKI, já antes provada por KINNEY [9]. Um outro aspecto da teoria refere-se à dimensão de HAUSDORFF (generalizada por BILLINGSLEY; veja-se e. g. [3] e a bibliografia aí citada) dos suportes de  $P$ . De grande interesse neste domínio são os trabalhos recentes de CHATTERJI [1], KINNEY and PITCHER [8] e ROOS [13], tratando estes últimos várias questões que se prendem de perto com o exposto aqui. O estudo de certas questões relativas à teoria das fracções contínuas usando métodos probabilísticos é apenas um exemplo das múltiplas aplicações da Teoria das Probabilidades à Análise Matemática e à Teoria dos Números.

*Nota:* Já depois deste trabalho ter sido submetido para publicação deparou-se-nos uma demonstração extremamente elegante da propriedade relativa às *martingalas*, a que nos referimos na *Nota* a seguir à demonstração do TEOREMA 2, no livro de PAUL A. MEYER, *Probability and Potentials*, Blaisdell Publishing Co., Waltham, Massachusetts (1966).

Para uma bibliografia mais extensa relativa às aplicações de métodos probabilísticos e das fracções contínuas à Análise, à Teoria dos Números Reais e à Teoria do Potencial, consulte-se também: J. MARQUES HENRIQUES, *Hausdorff-Besicovitch Dimension For Probability Product Spaces*, Master's Paper, Department of Statistics, The University of Chicago, Chicago, Illinois (1967).

- [ 1 ] CHATTERJI, S. D., *Certain induced measures and the fractional dimensions of their supports*, *Z. Wahrscheinlichkeitstheorie* **3** 184-92, (1964).
- [ 2 ] ———, *Masse, die von regelmässigen Kettenbrüchen induziert sind*, *Math. Ann.* **164** 113-7, (1966).
- [ 3 ] BILLINGSLEY, P., *Ergodic Theory and Information*, John Wiley and Sons, New York, (1965).
- [ 4 ] DOOB, J. L., *Stochastic Processes*. John Wiley and Sons, New York, (1953).
- [ 5 ] EWITT, E. and STROMBERG, K., *Real and Abstract Analysis*, Springer-Verlag, New York, (1965).
- [ 6 ] HARDY, G. H. and WRIGHT, E. M., *An Introduction to the Theory of Numbers*, 4th edition, Oxford University Press, London, (1959).
- [ 7 ] KHINCHIN, A. YA., *Continued Fractions*, 3rd edition. The University of Chicago Press, Chicago, (1964).
- [ 8 ] KINNEY, J. R. and PITCHER, T. S., *The dimension of some sets defined in terms of  $f$ -expansions*, *Z. Wahrscheinlichkeitstheorie*, **4** 294-315 (1966).
- [ 9 ] KINNEY, J. R., *Note on a singular function of Minkowski*, *Proc. Amer. Math. Soc.* **11**, 788-94, (1960).
- [ 10 ] LÉVI, P., *Théorie de l'Addition des Variables Aléatoires*. Gauthier-Villars, Paris, (1937).
- [ 11 ] PERRON, O., *Die Lehre von den Kettenbrüchen*, **1**, 3. Auflage. B. G. Teubner Verlagsgesellschaft, Stuttgart, (1954).
- [ 12 ] RICHTER, H., *Wahrscheinlichkeitstheorie*. 2. Auflage. Springer-Verlag, Berlin, (1966).
- [ 13 ] ROOS, P., *Iterierte Resttransformationen von Zahlendarstellungen*. *Z. Wahrscheinlichkeitstheorie*, **4** 45-63, (1965).
- [ 14 ] VICENTE GONÇALVES, J., *Curso de Álgebra Superior*, **1**, 3.ª edição, Lisboa, (1953).