Rapport BIPM-69/14

Sur la répartition des coincidences vraies

Dans toutes les tentatives pour mesurer d'une manière absolue et exacte un taux de comptage à l'aide d'un dispositif $4\pi\,\beta$-γ, on est sévèrement limité actuellement par des différences souvent très gênantes qui proviennent de l'application de l'une ou de l'autre des différentes formules proposées. Ces écarts atteignent ou dépassent facilement le pourmille, et ils sont dans certains cas la source la plus importante de l'incertitude sur le résultat final.

Bien des gens, il est vrai, s'efforcent depuis des années d'améliorer cette situation peu agréable. Cependant, il semble qu'aucune des nouvelles formules qui prétendent donner correctement au moins les termes dits de deuxième ordre (p.ex. dans le rapport τ/t) soit capable d'améliorer d'une manière vraiment convaincante l'accord des calculs et des mesures en fonction des différents paramètres.

Dans le cadre d'un programme à long terme nous nous sommes proposés de suivre un nouveau chemin pour aborder ces problèmes. Il se distingue des autres tentatives surtout par le souci de tenir compte des diverses corrélations temporaires. Celles-ci s'introduisent inévitablement dans les séquences originales au cours des transformations qui, à leur tour, sont imposées par des nécessités expérimentales.

C'est ainsi qu'on arrive à s'apercevoir de l'importance des changements apportés par l'insertion de temps morts dans les deux voies. Car non seulement ils font diminuer les taux moyens, mais ils introduisent en même temps une interdépendance très spéciale pour les deux séries d'impulsions. Considérons, par exemple, la densité d'intervalles entre impulsions qui sont toujours accompagnées dans l'autre voie d'un partenaire vrai provenant de la même désintégration, et qui sont donc capables de produire des coincidences vraies. Cette densité se révèle maintenant comme une superposition du type

$$F(t) = \sum_{k=1}^{\infty} P_k \cdot f_k(t) \; .$$

Dans cette expression, $f_k(t)$ est la densité pour l'arrivée de l'événement n° k dans une série originalement poissonienne où l'on avait

$$f(t) = U(t) \cdot \rho \cdot e^{-\rho t} \; , \qquad U(t) = \text{fonction échelon unité.}$$

Mais avec un temps mort τ , cela donne

$$f_k(t) = \left\{\delta(t-\tau)*f(t)\right\}^{*k} = U(t-k\tau)\cdot\frac{\rho(\rho[t-k\tau])^{k-1}}{(k-1)!}\cdot e^{-\rho(t-k\tau)},$$

ce qui représente une distribution gamma décalée de $k\tau$.

Les facteurs P_k sont décrits par une simple loi "géométriaue"

$$P_k = p\cdot(1-p)^{k-1}.$$

Ils donnent la probabilité pour que l'événement n° k dans la série des impulsions soit effectivement la première coincidence vraie. La constante p ne dépend que des efficacités et des temps morts.

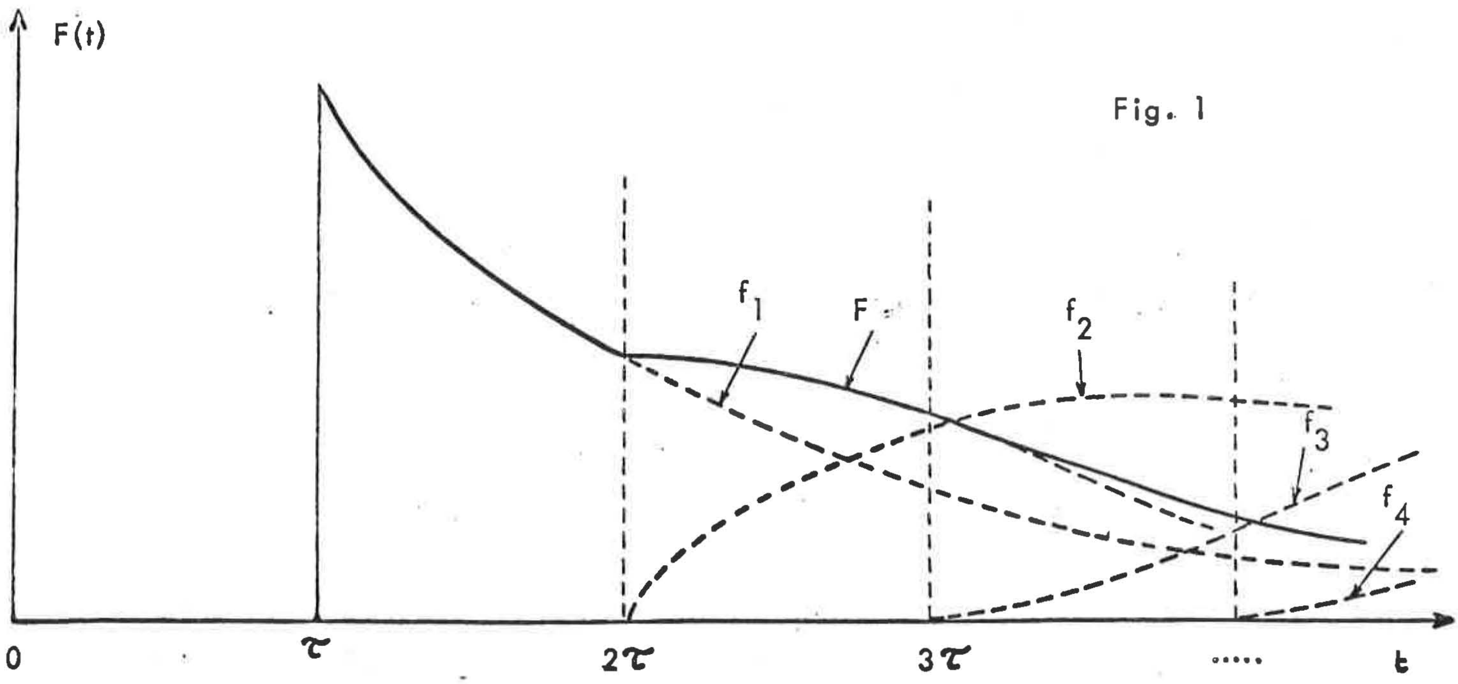
On s'attend donc à une distribution qui n'est purement exponentielle qu'entre τ et 2τ , mais qui, pour des intervalles supérieurs, est légèrement "ondulée" par les contributions de $k > 1$ (voir figure 1).

Si le raisonnement que nous venons d'indiquer brièvement est correct, cela pourrait entraîner toute une série de corrections dans les formules couramment employées. Ces modifications, cependant, demanderont certainement de longs calculs et rien n'est encore fait. Il faut s'attendre également à des répercussions sur le taux des coincidences fortuites car la corrélation s'étend à l'ensemble des impulsions.

Vu le caractère critique de ces répartitions qui sont à la base de tout calcul éventuel, on a évidemment un grand intérêt à contrôler si elles correspondent vraiment à notre fonction hypothétique F(t), avant de se lancer dans de longs calculs numériques. C'est dans ce souci de précaution que nous nous proposons d'effectuer une expérience préliminaire qui nous paraît capable de trancher cette question. Nous pensons qu'une simulation fidèle de la situation réelle pourrait se faire à l'aide d'un dispositif dont la partie du schéma de principe qui nous intéresse ici est indiqué dans la figure 2.

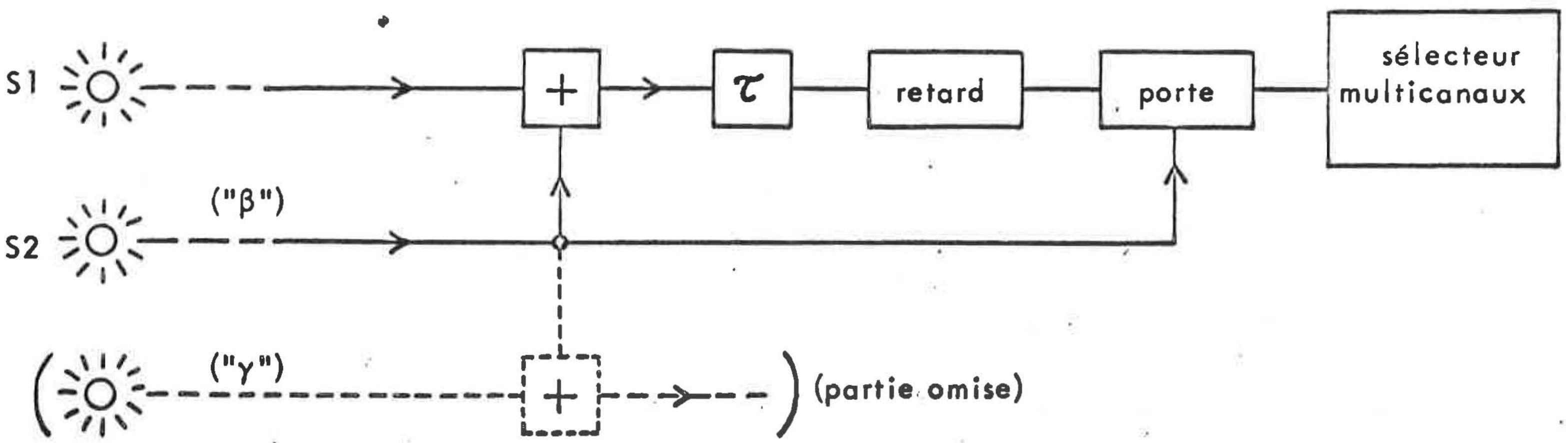
Les impulsions de la source S2 correspondent par exemple aux bêtas qui sont accompagnés dans la voie gamma (S3, omise ici) d'impulsions simultanées. Elles sont "mélangées" avec des impulsions indépendantes (et aussi poissoniennes) provenant de S1. L'insertion du temps mort élimine quelques impulsions

Fig. 1



F(t)
f_1
F
f_2
f_3
f_4
0
τ
2τ
3τ
.....
t

Fig. 2



S1
S2
("β")
("γ")
+
τ
retard
porte
sélecteur multicanaux
(partie omise)

et modifie la répartition des intervalles. Le sélecteur multicanaux, opérant en mode multi-échelle, et commandé par notre intervallomètre, mesure les intervalles entre les impulsions qui sont toujours supposées jumelées avec un gamma (et correspondent donc aux coincidences vraies), car la porte, actionnée par la série provenant de S2, n'est ouverte momentanément que s'il y a eu originalement une "coincidence". S'il arrive que celleci soit effacée par un temps mort on attend le prochain "candidat". C'est de cette manière qu'on arrive à séparer les coincidences "survivantes" des impulsions d'origine S1. La répartition des intervalles accumulée par le sélecteur pourra se comparer directement avec les prévisions théoriques décrite par F(t), et nous espérons voir plus clair alors.

(J.W.M.)

(Décembre 1969)