

Evaluation de l'effet Gandy

par J.W. Müller

Bureau International des Poids et Mesures, F-92310 Sèvres

A. Gandy a été le premier à indiquer aux métrologues dans son travail de 1961 (IJARI 11, 75) l'importance d'un ajustement exact du retard de temps relatif entre les voies bêta et gamma dans la méthode de coïncidences $4\pi \beta-\gamma$. Il s'est aperçu qu'un tel retard δ , même s'il est à l'intérieur du temps de résolution r du dispositif, influence le taux de comptage expérimental des coïncidences parce que le taux C_f des coïncidences fortuites dépend de δ . Cet effet n'a pas beaucoup attiré l'attention des spécialistes et les quelques tentatives expérimentales faites pour le vérifier sont incomplètes et peu exactes. Le plus souvent, on s'est contenté de s'assurer que $|\delta|$ a une valeur suffisamment petite pour rendre la correction négligeable. Or, cette solution de simplicité n'est plus applicable dans les cas d'un état intermédiaire à période non négligeable, comme par exemple pour le Sr-85.

Dans notre récente exploration de l'utilité de temps morts du type cumulatif pour une application dans la méthode $4\pi \beta-\gamma$, il est apparu que l'évaluation du taux de coïncidences fortuites peut se faire de façon rigoureuse pour tous les retards. La simplification des calculs par rapport à ceux que demanderaient des temps morts non cumulatifs est impressionnante. Pour ce dernier cas, par ailleurs, on ne connaît que des résultats approximatifs dont même la validité a parfois été mise en doute. Il nous semble, cependant, qu'au moins pour des taux de comptage pas trop élevés la description du comportement de C_f en fonction du retard δ donnée par Gandy correspond bien à la réalité, et les résultats mentionnés plus tard confirmeront cette impression. Mentionnons que M. Miguel et H. Houtermans ont donné une description particulièrement claire et compréhensible de l'effet Gandy (Conférence de Vienne 1966, SM-79/60).

Par contre, la proposition de Gandy de distinguer parmi les coïncidences "instrumentales" (appelées ici fortuites) celles du type "fortuit" (proprement dit) et du type "virtuel" ne s'est pas avérée utile ici et ne sera donc pas suivie. A vrai dire, la séparation des impulsions en événements corrélés et non corrélés n'a pas de base rigoureuse puisque l'insertion de temps morts produit, en principe, partout des corrélations.

Section 2
des 20 actions validées

Nos propres calculs pour des temps morts cumulatifs dans les deux voies ne sont pour le moment complets que pour la situation simplifiée où les temps morts sont égaux ($\tau_\beta = \tau_\gamma \equiv \tau$), et l'on admet également que les longueurs des impulsions (supposées rectangulaires) sont identiques ($r_\beta = r_\gamma \equiv r$). Par contre, le retard δ , qui est considéré comme positif s'il est inséré dans la voie bêta, peut prendre n'importe quelle valeur.

Les formules obtenues pour C_f dépendent du domaine du retard où il faut distinguer quatre cas, c'est-à-dire

$$|\delta| \leq r, \quad r \leq |\delta| \leq \tau - r, \quad \tau - r \leq |\delta| \leq \tau + r, \quad |\delta| \geq \tau + r.$$

Nous nous contentons d'indiquer ici la formule qui correspond au premier domaine dont l'intérêt est évident. La dérivation, non indiquée ici, est pour l'essentiel analogue aux méthodes utilisées dans les Rapports BIPM-77/2 et 3 et l'on utilise la même notation. On trouve ainsi pour le taux des coïncidences fortuites

$$C_f(\delta) = \frac{1}{C_1} \left\{ G_2 \cdot b_1 \cdot e^{-b_1 \tau} \left[1 - e^{-C_1(r+\delta)} \right] + B_2 \cdot g_1 \cdot e^{-g_1 \tau} \left[1 - e^{-C_1(r-\delta)} \right] \right\},$$

$$\text{si } -r \leq \delta \leq r.$$

Il s'ensuit, en particulier, que

- pour $\underline{\delta = 0}$, on retrouve l'ancienne expression

$$C_f(0) = \frac{1}{C_1} (1 - e^{-C_1 r}) (G_2 \cdot b_1 \cdot e^{-b_1 \tau} + B_2 \cdot g_1 \cdot e^{-g_1 \tau}),$$

tandis que

$$\text{- pour } \underline{\delta = r}: C_f(r) = \frac{G_2 b_1}{C_1} \cdot e^{-b_1 \tau} (1 - e^{-2C_1 r}),$$

$$\text{- pour } \underline{\delta = -r}: C_f(-r) = \frac{B_2 g_1}{C_1} \cdot e^{-g_1 \tau} (1 - e^{-2C_1 r}).$$

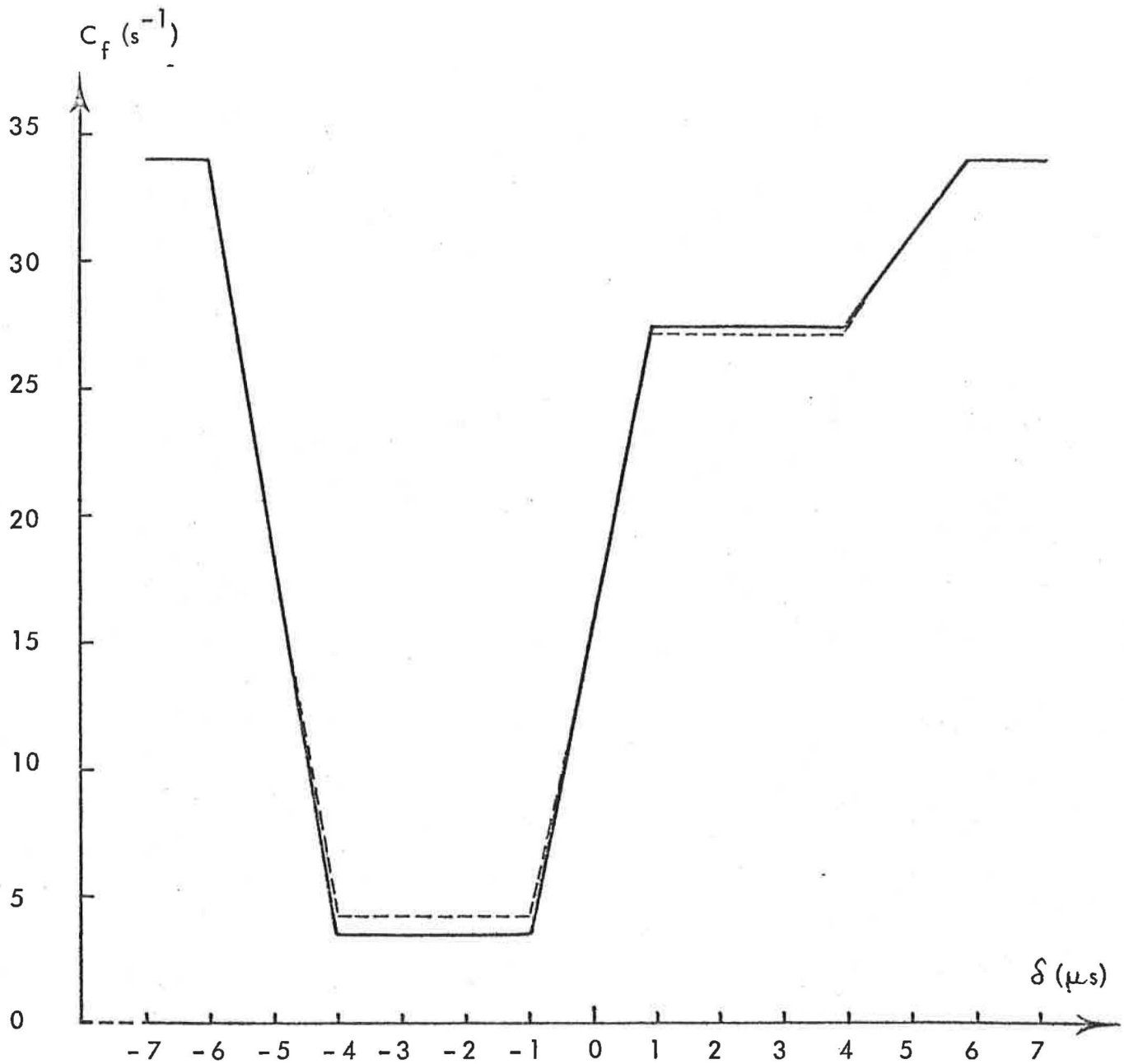


Figure 1 - Représentation graphique de l'effet Gandy évalué pour des temps morts cumulatifs. Les paramètres utilisés sont $N_o = 10\,000\ s^{-1}$; $\epsilon_\beta = 0,9$; $\epsilon_\gamma = 0,2$; $\tau = 5\ \mu s$; $r = 1\ \mu s$. La courbe discontinue indique le résultat en calcul traditionnel.

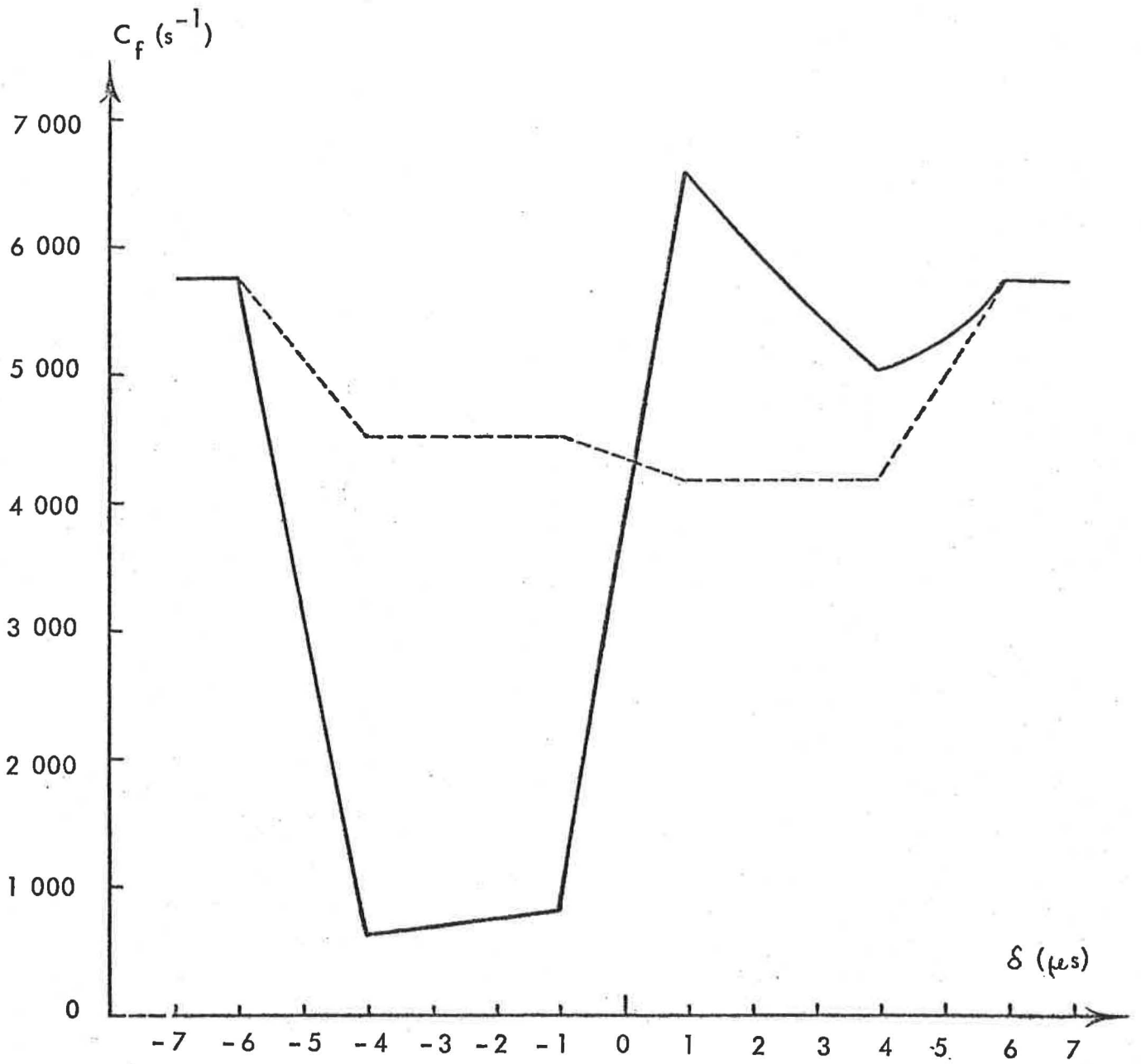


Figure 2 - Comme la figure 1, mais pour $N_0 = 500\,000\ s^{-1}$.

Les figures 1 et 2 montrent les résultats numériques pour deux exemples. Dans la figure 1, où l'on admet une activité de la source de $N_0 = 10\,000\text{ s}^{-1}$, l'allure générale de C_f en fonction du retard δ ressemble beaucoup à celle qui est calculée d'après les formules de Miguel et Houtermans (indiquée par une ligne discontinue) pour un temps mort non cumulatif. Pour améliorer l'accord on a fait les identifications $B' = B_2$, $G' = G_2$ et $C' = C_2 + C_f(0)$, utilisant donc les valeurs propres à un temps mort cumulatif. Pour une activité plus élevée, par contre, comme pour l'exemple $N_0 = 500\,000\text{ s}^{-1}$ correspondant à la figure 2, le type du temps mort a une influence plus marquée sur le résultat et la forme même de la courbe pour C_f est très différente. Cependant, dans cette situation l'ancienne approximation n'est sans doute plus fiable.

Un programme d'ordinateur est actuellement en train d'être élaboré pour contrôler le comportement réel pour des temps morts cumulatifs par des simulations du type de Monte Carlo. Ces résultats permettront de vérifier ou d'invalidier les calculs.

(Avril 1977)

