

# JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

LUCIEN AMY

## Valeur de la preuve en dactyloscopie

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 87 (1946), p. 80-87

[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1946\\_\\_87\\_\\_80\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1946__87__80_0)

© Société de statistique de Paris, 1946, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme  
Numérisation de documents anciens mathématiques  
<http://www.numdam.org/>

## VALEUR DE LA PREUVE EN DACTYLOSCOPIE

Lorsque l'on examine à la loupe la face interne des mains (doigts ou paumes), on constate qu'elle est ornée d'un dessin, dit papillaire, formé de lignes à peu près parallèles évoluant entre deux ou trois *points singuliers* : ces points sont soit des *centres* autour desquels s'enroulent les lignes, soit des *deltas* à partir desquels les lignes divergent en forme de triangles.

Si l'on examine ensuite le dessin ligne par ligne, on y distingue deux sortes d'accidents ou *points caractéristiques* : les lignes s'arrêtent brusquement ou, au contraire, se dédoublent. Comme chacun de ces accidents a deux sens possibles, il existe quatre espèces de points caractéristiques : deux arrêts et deux fourches.

A cause de la souplesse de la peau, la forme des dessins papillaires ne reste pas rigoureusement constante. Par contre, la disposition des points caractéristiques les uns par rapport aux autres est rigoureusement immuable de la naissance à la putréfaction du cadavre. D'autre part, il est maintenant universellement reconnu qu'il n'existe pas deux personnes chez lesquelles cette disposition des points caractéristiques soit la même.

L'expérience a montré qu'il suffit d'un fragment d'empreinte tel qu'on en rencontre sur les lieux de crime pour identifier encore un individu. Ce fragment peut être pris en un point quelconque de la face interne de la main ou même de la face plantaire des pieds. Il doit

simplement être assez étendu : trop petit il n'aurait plus qu'une simple valeur de présomption ou même n'aurait plus aucune signification.

Préciser la valeur exacte d'identification d'une trace papillaire, tel est le problème que nous nous proposons d'étudier dans ce travail.

Cette question a déjà été abordée par Balthazard dès 1911 (1), mais cet auteur ne disposait à cette époque que d'une documentation trop sommaire et son travail est resté élémentaire.

Comment s'effectue l'identification d'une trace?

Pour rapprocher une trace d'un individu, on commence par relever sur la trace tous les points caractéristiques, puis on recherche sur l'ensemble des deux faces internes des deux mains de l'individu suspect une région où les points caractéristiques se succèdent exactement dans le même ordre et sans aucune divergence.

Supposons alors que nous rapprochions une trace d'un individu ne l'ayant sûrement pas produite. Soit  $\varphi$  la fréquence du dessin formé par la trace. Isolons sur la surface papillaire de l'individu un dessin quelconque comportant le même nombre de points; la probabilité pour que ce dessin soit identique à celui de la trace sera  $\varphi$  et la probabilité pour qu'il soit différent  $1 - \varphi$ . Supposons que l'on puisse faire  $\rho$  rapprochements sur la face interne des mains; la probabilité pour qu'aucun ne soit identique sera  $(1 - \varphi)^\rho$  et la probabilité pour qu'il y en ait au moins un sera :

$$\pi = 1 - (1 - \varphi)^\rho \tag{1}$$

Si, maintenant, nous supposons que l'individu examiné peut être l'auteur de la trace et que nous concluons effectivement ainsi, la probabilité pour que ce soit un individu différent sera  $\pi$ ; autrement dit, la probabilité d'erreur sera  $\pi$ . Ce nombre mesure donc la valeur de la preuve dans l'identification d'un individu par sa trace papillaire.

Pour connaître  $\pi$ , nous allons calculer successivement la fréquence  $\varphi$  des dessins et le nombre  $\rho$  de rapprochements possibles.

Nous supposerons, dans ce qui va suivre, que les dessins n'ont pas de points singuliers.

#### FRÉQUENCE DES DESSINS

Examinons un grand nombre de traces papillaires sans points singuliers. Il n'apparaît aucune relation entre l'alternance des points et leur localisation. Dès lors, la fréquence d'un dessin donné peut s'exprimer comme le produit de deux facteurs indépendants, un facteur d'alternance qui règle l'ordre de succession des arrêts et des fourches et un facteur topologique qui règle leur localisation sur les traces.

*Facteur d'alternance.* — Balthazard avait supposé implicitement l'égale fréquence des quatre espèces de points caractéristiques. En réalité, l'expérience montre que les arrêts sont plus fréquents que les fourches. Une statistique effectuée sur quelques centaines de traces nous a donné 3 arrêts pour 2 fourches. Peut-on du moins supposer l'égale fréquence des deux espèces de fourches et des deux espèces d'arrêts?

Lorsqu'il en est ainsi, on doit observer sur le dessin papillaire un parallélisme moyen des lignes tandis que s'il y a, au contraire, un excès de fourches ou d'arrêts dans un sens, il se forme un épanouissement des lignes dans ce sens. L'expérience montre que c'est ce cas qui est le plus fréquent. Le tableau 1 donne en effet la répartition des points caractéristiques de même sens obtenus à partir de 100 traces comprenant chacune 20 points.

TABLEAU I.

*Répartition des points caractéristiques d'après leur sens pour des traces de 20 points.*

Nombre de points dans le même sens	Nombre de traces %	Répartition théorique
		pour une fréquence 1/4 3/4
10	4	1,4
11	10	3,0
12	9	6,6
13	10	12,2
14	12	16,4
15	13	22,1
16	15	19,5
17	13	13,7
18	6	6,8
19	6	2,2
20	0	0,3
MOYENNE		14,52

(1) V. BALTHAZARD, *De l'identification par les empreintes digitales*. C. R. Ac. Sc., 152, 1911, p. 1832.

Nous donnons, dans la troisième colonne de ce tableau, la répartition théorique que l'on aurait obtenue en supposant qu'il y ait en moyenne trois points caractéristiques orientés dans un sens et un seul dans l'autre. La correspondance est satisfaisante. On peut donc admettre cette fréquence; la probabilité d'une fourche dans chaque sens sera donc respectivement :

$$\frac{3}{4} \times \frac{2}{5} = \frac{3}{10} \quad \text{et} \quad \frac{1}{4} \times \frac{2}{5} = \frac{1}{10}$$

et celle des arrêts :

$$\frac{3}{4} \times \frac{3}{5} = \frac{9}{20} \quad \text{et} \quad \frac{1}{4} \times \frac{3}{5} = \frac{3}{20}.$$

Si, enfin, nous considérons un dessin comprenant  $f_1$  fourches dans un sens et  $f_2$  dans l'autre,  $a_1$  arrêts dans le premier sens et  $a_2$  dans l'autre, la probabilité d'une telle alternance sera :

$$A_1 = \left(\frac{3}{10}\right)^{f_1} \left(\frac{1}{10}\right)^{f_2} \left(\frac{9}{20}\right)^{a_1} \left(\frac{3}{20}\right)^{a_2}$$

mais, comme on ne connaît pas l'orientation de la trace, il faut considérer également celle de sens inverse dont la probabilité est la suivante :

$$A_2 = \left(\frac{1}{10}\right)^{f_1} \left(\frac{3}{10}\right)^{f_2} \left(\frac{3}{20}\right)^{a_1} \left(\frac{9}{20}\right)^{a_2}$$

et le facteur d'alternance, est :

$$A = A_1 + A_2 = \left(\frac{1}{10}\right)^{f_1 + f_2} \left(\frac{3}{20}\right)^{a_1 + a_2} (3^{f_1 + a_1} + 3^{f_2 + a_2}) \quad (2)$$

*Facteur topologique.* — Nous n'avons pu mettre en évidence aucune régularité dans la répartition des points caractéristiques; nous admettons donc, en première approximation, qu'ils sont répartis au hasard. La première question qui se pose est alors de déterminer leur densité moyenne. Pour cela, nous avons pris un certain nombre de dessins papillaires et nous y avons découpé des carrés ne renfermant pas de points singuliers et dont deux des côtés étaient parallèles aux lignes papillaires. Pour évaluer la surface des carrés, on ne pouvait utiliser des unités métriques ordinaires puisque ces dimensions sont variables. Nous avons utilisé l'unité papillaire, distance qui sépare deux lignes papillaires, ce qui revient à décompter le nombre de lignes se trouvant dans le carré. Mais, par suite du dédoublement (fourches) ou de la fragmentation (arrêt) de certaines lignes, ce nombre n'est pas très bien défini. Nous avons adopté la demi-somme du nombre de crêtes qui aboutissent sur chacun des deux côtés non parallèles aux lignes papillaires.

En moyenne, nous avons trouvé un point caractéristique dans un carré de 22,5 lignes de superficie (c'est-à-dire un carré renfermant  $\sqrt{22,5} = 4,7$  lignes de côté).

Soit  $t$  un certain type de dessin formé par  $p$  points caractéristiques. Soit  $n$  le nombre de lignes papillaires du dessin. Supposons, pour simplifier, que ce dessin soit carré, sa surface sera  $n^2$ . Soit encore  $L_n$  la probabilité pour que, dans un dessin de surface  $n^2$  il y ait  $p$  points caractéristiques,  $N$  le nombre de dessins que l'on peut former avec  $p$  points,  $N_t$  le nombre de dessins qui, parmi les  $N$  précédents, appartiennent au type  $t$ . La probabilité pour que, dans un dessin carré de côté  $n$ ,  $p$  points forment un dessin du type  $t$  sera :

$$\frac{L_n N_t}{N}$$

Mais, dans une trace, les contours sont toujours plus ou moins flous,  $n$  est donc inconnu et l'on doit supposer que  $n$  peut prendre toutes les valeurs possibles avec une probabilité *a priori* identique. La théorie de la probabilité des causes donnera alors, pour la probabilité  $T$  d'un dessin du type  $t$  lorsque  $n$  est inconnu :

$$T = \frac{\sum (L_n N_t / N)}{\sum L_n} \quad (3)$$

Nous avons supposé que les points caractéristiques étaient répartis au hasard dans les dessins. S'il en était ainsi, on devrait trouver de temps en temps deux points caractéristiques à peu près confondus, ce qui se traduirait par un croisement ou une fourche multiple. L'expérience montre qu'il n'en est rien : la distance minima de deux points n'étant pas inférieure à une unité papillaire. Cela revient à dire que l'on peut assimiler la trace à un carré

à  $n^2$  cases où il ne pourrait y avoir qu'un point caractéristique par case. La densité moyenne étant  $1/22,5 = 0,04444$ . Une formule classique donne pour  $L_n$  la valeur :

$$L_n = \frac{n^2!}{p! (n^2 - p)!} \overline{0,04444^p} \overline{0,95556^{n^2 - p}}$$

d'autre part :

$$N = \frac{n^2!}{p! (n^2 - p)!}$$

Portons ces valeurs dans l'équation (3), il viendra :

$$T = p! \frac{\sum \overline{0,95556^{n^2}} \cdot N_i}{\sum (n^2! / (n^2 - p)!) \overline{0,95556^{n^2}}}$$

Posons

$$P = \frac{1}{p!} \sum \frac{n^2! \overline{0,95556^{n^2}}}{(n^2 - p)!}$$

$$T = \frac{\sum \overline{0,95556^{n^2}} N_i}{P} \quad (4)$$

Avant de calculer  $N_i$ , il faut définir les types avec plus de précision. Dans l'identification d'une trace digitale, on ne peut que repérer les points caractéristiques les uns par rapport aux autres, ce qui signifie que pour la définition d'un type nous ne tiendrons compte que du nombre de points caractéristiques situés sur une même ligne : zéro, une, deux, etc. et que, de plus, nous ne tiendrons pas compte des lignes sans points caractéristiques extérieures au groupement des points de la trace.

L'expert qui identifie une trace et un dessin papillaire cherchera certes à préciser la position des points, mais il s'agit seulement d'une appréciation, d'un jugement que seul peut effectuer une personne qualifiée et qui échappe au calcul.

Soit alors  $q$  le nombre de lignes extérieures sans points, on peut avoir les  $q$  lignes d'un même côté,  $q - 1$  d'un côté et 1 de l'autre, etc..., il y a donc  $q + 1$  possibilités pour la répartition des lignes extérieures. D'autre part, s'il y a un seul point sur une ligne, il y a  $n$  places possibles pour ce point; s'il y a deux points  $\frac{n(n-1)}{2}$  possibilités, s'il y en a trois  $\frac{n(n-1)(n-2)}{3!}$  possibilités, etc.

Supposons, par exemple, qu'il n'y ait qu'un point sur chaque ligne et aucune ligne intérieure sans points caractéristiques,  $q = n - p$  et l'on aura :

$$N_i = n^p (n - p + 1)$$

et en portant dans la formule (4) :

$$T = \frac{\sum \overline{0,95556^{n^2}} n^p (n - p + 1)}{P}$$

Si, maintenant, nous supposons qu'il y a  $z$  lignes sans points caractéristiques à l'intérieur du dessin, nous aurons :

$$N_i = n^p (n + 1 - p - z)$$

et, par conséquent :

$$T = \frac{\sum \overline{0,95556^{n^2}} n^p (n + 1 - p - z)}{P} \quad (5)$$

Avec deux points sur une même ligne et  $p - 2$  isolés, on aurait :

$$N_i = \frac{n(n-1)}{2} n^{p-2} (n + 2 - p - z) \quad (6)$$

avec deux fois deux points sur une même ligne :

$$N_i = \frac{n^2(n-1)^2}{4} n^{p-4} (n + 3 - p - z) \quad (7)$$

et l'on généraliserait sans difficulté.

*Correction de groupe.* — La théorie précédente se heurte à des difficultés d'application lorsqu'il s'agit de plusieurs points placés sur une même ligne par suite de la déformation même des lignes par la présence des points. Que faut-il, en effet, entendre par une ligne lorsque, par suite de la présence de plusieurs fourches sur une même ligne se bifurque plu-

sieurs fois? Un dessin tel que A  ou B 

correspond-il à une ligne ou à deux? Nous admettrons qu'ils ne correspondent qu'à une seule ligne et, plus généralement, qu'un ensemble de points sont sur une même ligne (nous dirons forment un *groupe*) lorsque l'on ne peut tracer entre eux une ligne sans points caractéristiques.










On peut alors se demander dans quelle mesure cette définition est en accord avec la théorie précédente.

Seule l'expérience pouvait répondre à cette question. Nous avons donc étudié la fréquence des groupes de deux points. Ces groupes peuvent être formés de deux arrêts, d'un arrêt et d'une fourche ou de deux fourches. Théoriquement, il devrait y avoir quatre dessins de la première espèce avec une fréquence pour chacun d'eux de  $(3/10)^2$ ;  $4 \times 2$  de la deuxième avec une fréquence de  $\frac{1}{5} \times \frac{3}{10}$  et 4 de la troisième avec une fréquence de  $1/5^2$ . Soit au total 36 % de la première, 48 % de la deuxième et 16 % de la troisième. Or, le dénombrement direct nous a donné respectivement (sur un millier de groupes de deux points) 33,3 — 46,3 et 20,4, ce qui correspond aux valeurs théoriques, aux fluctuations normales près.

Mais les résultats ne concordent plus lorsque l'on cherche la fréquence isolée de chacun des types de dessins. Le tableau IV donne, en effet, le résultat du dénombrement détaillé des traces précédentes. On a groupé ensemble les types qui peuvent se déduire les uns des autres par symétrie et divisé le total par 2 ou 4 suivant le cas. On voit que les types à deux arrêts sont beaucoup plus fréquents et les types à deux fourches beaucoup moins fréquents que ne le prévoit la théorie. Comme, d'autre part, le facteur topologique est le même pour tous les groupes, c'est que la théorie est insuffisante.

TABLEAU IV.

*Fréquence des groupes à deux points caractéristiques.*

Type	Fréquence observée	Fréquence calculée sans correction de groupe	G	Fréquence calculée avec correction de groupe
	213	90	2,37	180
	120	90	1,33	180
	60,25	60	1,00	60
	66	60	1,10	60
	45	60	0,75	60
	20,5	40	0,51	20
	26	40	0,65	20
	34	40	0,85	20
	16	40	0,40	20

A la réflexion, cela ne saurait surprendre : la théorie précédente, qui ne tient pas compte de la modification introduite dans le dessin par un arrêt ou par une fourche prévoit, en effet, nous l'avons dit, 4 groupes à 2 arrêts, 8 groupes à 1 arrêt et une fourche et 4 à 2 fourches. Or, il est facile de voir qu'il n'existe que 2 groupes à 2 arrêts et, au contraire, 8 groupes à 2 fourches et comme il y en a justement 8 à 1 arrêt et 1 fourche, il n'est pas extraordinaire que les fréquences de ces formes soient les seules à peu près normales.

D'une façon générale, avec  $f$  fourches et  $a$  arrêts, la théorie primitive prévoyait :

$$\frac{(f + a)!}{f! a!} 2^{u +}$$

groupes, car il y a  $(a + f)! / f! a!$  façons de grouper  $f$  fourches et  $a$  arrêts et chaque fourche et chaque arrêt peut avoir deux sens. Soit alors  $\lambda_{f+a}$  le nombre réel de ces groupes, si nous admettons que tous les dessins du même groupe ont la même fréquence, il faut multiplier la fréquence obtenue à partir du produit A.T par le facteur correctif de groupe :

$$G = \frac{(f + a)!}{f! a!} 2^{a+f}. \quad (8)$$

La quatrième colonne du tableau IV donne les valeurs des fréquences ainsi corrigées. On voit que l'accord est dans l'ensemble nettement meilleur. Certes, il reste encore des écarts notables, mais, si l'on ne cherche qu'un ordre de grandeur, ce qui est suffisant pour l'étude que nous nous proposons ici, on pourra adopter la formule (8) sans faire d'erreur systématique grossière. Du reste, dans le cas des groupes à deux points qui sont les plus fréquents, on prendra, bien entendu, la valeur exacte tirée des fréquences expérimentales et données dans la troisième colonne du tableau IV.

*Calcul de G.* — Pour calculer G, il faut connaître  $\lambda$  et, pour cela, il faut dénombrer tous les groupes de dessins que l'on peut former avec  $f$  fourches et  $a$  arrêts. Nous n'avons trouvé aucune méthode générale permettant ce dénombrement et nous avons été obligé de le faire sinon directement du moins de proche en proche. C'est un travail fort long, car, dès que le nombre de fourches atteint 4 ou 5, le nombre de dessins croît très rapidement et leur complexité devient inextricable. Le tableau V résume les résultats obtenus pour  $\lambda$  et le tableau VI les valeurs de G correspondantes.

TABLEAU V.  
*Variation du facteur  $\lambda$ .*

		NOMBRE D'ARRÊTS						
		0	1	2	3	4	5	6
NOMBRE de fourches	0		2	2	2	2	2	2
	1		8	22	52	130	284	
	2	2	50	210	700	2.242		
	3	38	328	1.826	6.726			
	4	196	2.102	13.917				
	5	1.044	13.516					
6	5.347							

TABLEAU VI.  
*Variations du facteur G.*

		NOMBRE D'ARRÊTS						
		0	1	2	3	4	5	6
NOMBRE de fourches	0				4	8	16	32
	1			1,09	1,23	1,23	1,35	
	2		0,480	0,457	0,457	0,428		
	3	0,211	0,195	0,175	0,190			
	4	0,0817	0,0761	0,0690				
	5	0,0307	0,0284					
6	0,0120							

Naturellement, lorsqu'un dessin comprendra plusieurs groupes, il faudra faire le produit des facteurs de chaque groupe isolé.

En résumé, la fréquence d'un dessin s'obtient par le produit :

$$\varphi = A . T . G \quad (9)$$

NOMBRE DE RAPPROCHEMENTS

Considérons d'abord un doigt isolé et supposons qu'il ne renferme pas de points singuliers (forme en arc), puis supposons en première approximation que les points de la trace et du doigt soient régulièrement répartis de manière à dessiner des carrés. Appelons comme précédemment  $p$  le nombre de points caractéristiques de la trace et  $N$  celui du doigt, on peut dire que, en moyenne, le dessin de la trace est formé de  $\sqrt{p}$  lignes de  $\sqrt{p}$  points chacune et le dessin du doigt de  $\sqrt{N}$  lignes de  $\sqrt{N}$  points chacune.

Il y a deux manières d'orienter la trace par rapport au doigt, mais nous avons déjà tenu compte de ces deux sens dans le calcul de  $\varphi$ , il n'y a donc pas lieu de le faire ici. Faisons alors coïncider le point supérieur gauche de la trace avec un point du doigt; ce peut être le 1<sup>er</sup> à gauche de la ligne supérieure, le 2<sup>e</sup>, le 3<sup>e</sup>... le  $(\sqrt{N} - \sqrt{p} + 1)^e$  de la même ligne, le 1<sup>er</sup> de la 2<sup>e</sup> ligne, le 2<sup>e</sup>... De telle sorte qu'il y aura  $(\sqrt{N} - \sqrt{p} + 1)^2$  rapprochements possibles.

Nous devons ensuite faire cette même opération pour les neuf autres doigts et pour les deux paumes. Or, pour les pouces, N a la valeur moyenne 90, pour les huit autres doigts, N a la valeur 70; enfin, nous estimons à 1.000 la valeur moyenne de N pour chacune des paumes. Le nombre des rapprochements possibles sera donc :

$$2 (\sqrt{90} - \sqrt{p} + 1)^2 + 8 (\sqrt{70} - \sqrt{p} + 1)^2 + 2 (\sqrt{1.000} - \sqrt{p} + 1)^2,$$

c'est à-dire toute réduction faite :

$$r = 12 p + 1986 - 256 \sqrt{p} \quad (10)$$

Dans le cas assez fréquent où l'on n'examine pas les paumes, il faut supprimer le terme relatif à ces dernières, ce qui donne :

$$r = 10 p + 923 - 192 \sqrt{p} \quad (10 \text{ bis})$$

Supposons maintenant que les doigts ou paumes renferment des points singuliers et soit  $s$  le nombre total de ces points. Tout rapprochement qui place ce point singulier dans la trace est à éliminer; puisque la trace comporte  $n$  points, chaque point singulier peut occuper  $n$  places, il faut donc diminuer le nombre de rapprochements des  $ns$  et finalement l'on a :

$$p = r - ns \quad (11)$$

#### RÉSULTATS

Il est facile de se rendre compte d'après ce qui précède, que  $\varphi$  est un nombre toujours très petit, la formule (1) peut donc s'écrire :

$$\pi = 1 - e\varphi \quad (12)$$

et même, dès que  $n$  atteint 3 ou 4,  $\varphi$  est lui-même très petit et l'on peut poser :

$$\pi = \varphi \quad (13)$$

En tenant alors compte des équations (9) et (11), on aura finalement :

$$\pi = \text{A.T.G} (r - ns) \quad (14)$$

Pour chaque valeur de  $n$ , les quatre quantités A, T, G et  $s$  sont extrêmement variables de telle sorte que  $\pi$  varie lui même dans de très larges limites dont il ne nous est pas encore possible de préciser les valeurs extrêmes pratiques faute d'une expérience suffisante.

Pour donner néanmoins une idée des valeurs que peut atteindre  $\pi$ , nous donnerons un exemple pratique : il s'agit d'une trace relevée sur un lieu de crime et qui nous a paru correspondre à un cas à peu près moyen. Nous avons dessiné sur cette trace une spirale de manière à isoler successivement 2, 3..., 15 points caractéristiques comme ils auraient été groupés sur des traces naturelles moins étendues et nous avons effectué le calcul de  $\pi$  pour chaque trace partielle et en supposant un individu moyen ( $s = 32$ ). Le tableau VII résume les résultats obtenus.



TABLEAU VII.

*Étude, dans un cas moyen, de la variation de la probabilité d'erreur  $\pi$  en fonction du nombre de points caractéristiques.*

Points caractéristiques	Arrêts à droite	Arrêts à gauche	Fourches à gauche	Lignes sans points caractéristiques	Groupes	A	T	G	$\rho$	$\pi$	B
2	1	1	0	1		$1,35.10^{-1}$	$2,07.10^{-1}$	1	1584	t	0,062
3	1	1	1	2		$2,70.10^{-2}$	$6,13.10^{-2}$	1	1483	0,92	0,016
4	2	1	1	2		$1,01.10^{-2}$	$1,37.10^{-2}$	1	1394	0,18	0,0039
5	3	1	1	1		$4,25.10^{-3}$	$6,42.10^{-3}$	1	1314	$3,8.10^{-2}$	$9,8.10^{-4}$
6	3	1	2	4		$1,24.10^{-3}$	$5,95.10^{-4}$	1	1239	$9,2.10^{-4}$	$2,4.10^{-4}$
7	4	1	2	6		$5,56.10^{-4}$	$4,94.10^{-5}$	1	1169	$3,2.10^{-5}$	$6,1.10^{-6}$
8	4	1	3	5		$1,66.10^{-4}$	$3,50.10^{-5}$	1	1102	$6,4.10^{-6}$	$1,5.10^{-5}$
9	5	1	3	5	$a+f$	$7,48.10^{-5}$	$1,69.10^{-5}$	0,75	1038	$9,8.10^{-7}$	$3,8.10^{-6}$
10	5	1	4	7	$a+f$	$2,24.10^{-5}$	$7,25.10^{-7}$	0,75	977	$1,2.10^{-8}$	$9,5.10^{-7}$
11	5	2	4	9	$a+f$	$3,36.10^{-6}$	$2,28.10^{-7}$	0,75	917	$5,2.10^{-10}$	$2,4.10^{-7}$
12	5	2	5	6	2 ( $a+f$ )	$1,01.10^{-6}$	$3,38.10^{-7}$	0,56	859	$1,2.10^{-10}$	$6,0.10^{-8}$
13	5	2	6	7	2 ( $a+f$ )	$3,83.10^{-7}$	$3,33.10^{-8}$	0,56	803	$4,5.10^{-12}$	$1,5.10^{-8}$
14	6	2	6	7	3 ( $a+f$ )	$1,36.10^{-7}$	$1,44.10^{-8}$	0,42	748	$6,2.10^{-13}$	$3,7.10^{-9}$
15	6	2	7	7	2 ( $a+f$ ) $a+2f$	$4,09.10^{-8}$	$3,97.10^{-9}$	0,28	695	$3,1.10^{-14}$	$9,3.10^{-10}$

Dans la dernière colonne, nous avons porté les valeurs obtenues au moyen de la formule proposée par Balthazard; ces valeurs sont trop petites pour  $n < 6$  et trop grandes ensuite. Comme Balthazard préconisait de ne conclure formellement à l'identité que pour  $n \geq 1,7$  l'emploi de sa formule ne pouvait, dans ce cas, que sous estimer la valeur de l'identification.

En général, les spécialistes de la dactyloscopie se limitent empiriquement à  $n \geq 13$ . Dans le cas choisi comme exemple, le tableau précédent montre que la probabilité d'erreur est extrêmement faible et pratiquement négligeable. Mais il n'en est pas nécessairement ainsi dans tous les cas.

Ajoutons que  $n$  est presque toujours supérieur à 20.

En résumé, on voit que dans la plupart des cas pratiques, la probabilité d'erreur dans l'identification par les empreintes digitales est extraordinairement réduite. Il n'est pas exagéré de dire que cette chance d'erreur est infiniment plus réduite que pour l'ensemble de toutes les autres preuves réunies et que c'est, en toute sérénité, que les juges peuvent s'appuyer sur les conclusions d'un expert sous la seule réserve que celui-ci soit parfaitement qualifié.

Lucien Amy,  
*Identité judiciaire et Laboratoire municipal  
de la Ville de Paris.*

\*  
\* \*