SUR LES NAISSANCES, LES MARIAGES ET LES MORTS

A Paris, depuis 1771 jusqu'en 1784; & dans toute l'étendue de la France, pendant les années 1781 & 1782.

Par M. DE LA PLACE.

LA population eſt un des plus ſûrs moyens de juger de la proſpérité d'un Empire; & les variations qu'elle éprouve, comparées aux évènemens qui les précèdent, ſont la plus juſte meſure de l'influence des cauſes phyſiques & morales ſur le bonheur ou ſur le malheur de l'eſpèce humaine. Il eſt donc intéreſſant à tous égards de connoître la population de la France, d'en ſuivre les progrès, & d'avoir la loi ſuivant laquelle les hommes ſont répandus ſur la ſurface de ce grand Royaume. Ces recherches tiennent de trop près à l'Hiſtoire Naturelle de l'homme, pour être étrangères à l'Académie; elles ſont trop utiles pour ne pas mériter ſon attention. L'Académie s'eſt déterminée par ces conſidérations, à inſérer chaque année dans ſes Mémoires, la liſte des naiſſances, des mariages & des morts dans toute l'étendue de la France. Un Magiſtrat reſpectable par ſes lumières & par ſon zèle pour le bien public, & qui depuis long-temps s'occupe avec ſuccès des recherches ſur la population, a bien voulu lui procurer tous les renſeignemens qu'elle pouvoit deſirer ſur cette matière; c'eſt à lui que nous ſommes redevables des liſtes ſuivantes. La première embraſſe les naiſſances, les mariages & les morts à Paris, depuis 1771 juſqu'en 1784; elle ſert de ſuite à celle que M. Morand a publiée dans nos Mémoires de 1771. Les deux autres liſtes préſentent les naiſſances, les mariages & les morts dans toute l'étendue du Royaume, pendant les années 1781 & 1782 : il seroit à desirer que les sexes y fussent distingués, comme ils le sont à Paris, depuis 1745 ; mais on doit espérer que le Gouvernement convaincu de l'importance de ces résultats, leur donnera toute la perfection dont ils sont susceptibles.

Quoique les naissances soient la source de la population, elles ne suffisent pas cependant pour la déterminer ; il faut connoître encore la durée moyenne de l'existence des hommes dans le lieu de leur naissance, quelles que soient les causes qui les en font disparoître ; car il est visible qu'à égalité de naissances, un pays sera d'autant plus peuplé, que les hommes y vivront plus long-temps : ainsi dans les contrées où le nombre des morts étant sensiblement égal à celui des naissances, la population est à peu-près constante, le nombre d'années qui exprime la durée moyenne de la vie, est le vrai rapport de la population aux naissances annuelles ; c'est le facteur par lequel on doit multiplier celle-ci pour avoir la population. La détermination de ce facteur est le point le plus délicat & le plus intéressant de ces recherches : voyons comment on peut y parvenir.

Les évènemens d'un même genre ont des causes uniformes & constantes, mais dont l'action peut être augmentée ou diminuée par mille causes variables qui produisent les irrégularités que nous attribuons au hasard dans la succession des évènemens. Ces irrégularités, en se compensant les unes par les autres, disparoîtroient dans une suite infinie d'observations qui ne laisseroient ainsi apercevoir que le résultat des causes constantes : mais dans un nombre fini d'observations, elles peuvent éloigner de ce résultat, d'autant plus que ce nombre est moins considérable. C'est à ces écarts qu'il faut attribuer les différences observées dans le rapport de la population aux naissances, & il en résulte la nécessité d'employer de grands dénombremens pour déterminer ce rapport. On choisira donc un grand nombre de paroisses dans toutes les provinces du Royaume, pour avoir un milieu entre les petites différences que les causes locales peuvent apporter dans les résultats : on ſera enſuite un dénombrement exact de leurs habitans à une époque donnée; & par le relevé des naiſſances durant les dix années qui précèdent cette époque, on déterminera le nombre correſpondant des naiſſances annuelles. En diviſant par ce nombre celui des habitans, on aura le rapport de la population aux naiſſances, d'une manière d'autant plus préciſe, que le dénombrement ſera plus conſidérable. Comme le nombre des naiſſances annuelles en France excède celui des morts, il eſt néceſſaire, pour établir une exacte parité entre la population entière de la France & celle de ces paroiſſes, de les choiſir de manière que le nombre total des morts ſoit à celui des naiſſances dans le rapport qu'ont entr'eux ces deux nombres, relativement à tout le Royaume. Si l'on a ſoin de diſtinguer les ſexes, on aura ſéparément la population des hommes, celle des femmes, & la durée de la vie moyenne de chacun des deux ſexes, ce qui eſt intéreſſant à connoître. Un dénombrement ſemblable, fait avec ſoin dans les divers pays, & renouvelé dans différens ſiècles, donneroit les différences que le climat, le temps & les gouvernemens peuvent produire dans la durée moyenne de la vie des hommes.

Le rapport de la population aux naiſſances, déterminé par la méthode précédente, ne peut jamais être rigoureuſement exact: en lui ſuppoſant même une préciſion rigoureuſe, il reſteroit encore ſur la population de la France, l'incertitude qui naît de l'action des cauſes variables. La population de la France, tirée des naiſſances annuelles, n'eſt donc qu'un réſultat probable, & par conſéquent ſuſceptible d'erreurs. C'eſt à l'analyſe des haſards à déterminer la probabilité de ces erreurs, & juſqu'à quel point on doit porter le dénombrement, pour qu'il ſoit très-probable qu'elles ſeront renfermées dans d'étroites limites. Ces recherches dépendent d'une théorie nouvelle & encore peu connue, celle de la probabilité des évènemens futurs priſe des évènemens obſervés; elles conduiſent à des formules dont le calcul numérique eſt impraticable, à cauſe des grands nombres que l'on y considère: mais ayant donné dans ce Volume & dans le précédent, les principes nécessaires pour résoudre ce genre de questions, & une méthode générale pour avoir en séries très-convergentes, les fonctions de grands nombres; j'en ai fait l'application à la théorie de la population déduite des naissances. Les dénombremens déjà faits en France, & comparés aux naissances, donnent à peu-près 26 pour le rapport de la population aux naissances annuelles; or si l'on prend un milieu entre les naissances des années 1781 & 1782, on a 973054 $\frac{1}{2}$ pour le nombre des naissances annuelles dans toute l'étendue de ce Royaume, en y comprenant la Corse; en multipliant donc ce nombre par 26, la population de la France entière, sera de 25299417 habitans. Maintenant je trouve par mon analyse, que pour avoir une probabilité de mille contre un, de ne pas se tromper d'un demi-million dans cette évaluation de la population de la France, il faudroit que le dénombrement qui a servi à déterminer le facteur 26, eût été de 771469 habitans. Si l'on prenoit 26 $\frac{1}{2}$ pour le rapport de la population aux naissances, le nombre des habitans de la France seroit 25785944; & pour avoir la même probabilité de ne pas se tromper d'un demi-million sur ce résultat, le facteur 26 $\frac{1}{2}$ devroit être déterminé d'après un dénombrement de 817219 habitans. Il suit de-là que si l'on veut avoir sur cet objet la précision qu'exige son importance, il faut porter ce dénombrement à un million ou douze cents mille habitans. Voici l'analyse qui m'a conduit à ce résultat.

Considérons une urne qui renferme une infinité de boules blanches & noires dans un rapport inconnu, & supposons que dans un premier tirage on ait amené p boules blanches & q boules noires; supposons ensuite que dans un second tirage on ait amené q' boules noires, mais que l'on ignore le nombre des boules blanches sorties dans ce tirage; le moyen qui se présente naturellement pour déterminer ce nombre d'une manière approchée, est de le supposer avec q'

dans

dans le rapport de p à q, ce qui donne $\frac{pq^{\text{I}}}{q}$ pour ce nombre. Déterminons présentement la probabilité que le vrai nombre inconnu sera compris dans les limites $\frac{pq^{\text{I}}}{q}.(1 - \varpi)$, & $\frac{pq^{\text{I}}}{q}.(1 + \varpi)$, ou, ce qui revient au même, que l'erreur du résultat $\frac{pq^{\text{I}}}{q}$ ne surpassera pas $\frac{pq^{\text{I}}\varpi}{q}$.

Pour cela, nommons x le rapport inconnu des boules blanches au nombre total des boules renfermées dans l'urne, & désignons par p^{I} le nombre inconnu des boules blanches amenées au second tirage; la probabilité de ce tirage sera, par la théorie connue des hasards,

$$\frac{1.2.3....(p^{\text{I}} + q^{\text{I}})}{1.2.3..p^{\text{I}}.1.2.3..q^{\text{I}}}.x^{p^{\text{I}}}.(1 - x)^{q^{\text{I}}}.$$

Mais p^{I} étant inconnu, il est susceptible de toutes les valeurs depuis $p^{\text{I}} = 0$ jusqu'à $p^{\text{I}} = \infty$; ces valeurs sont plus ou moins probables, suivant qu'elles rendent le second tirage plus ou moins probable: on aura donc la probabilité de p^{I}, en divisant la quantité précédente, par la somme de toutes les valeurs de cette quantité, depuis $p^{\text{I}} = 0$ jusqu'à $p^{\text{I}} = \infty$, c'est-à-dire par la suite infinie,

$$(1 - x)^{q^{\text{I}}}.\left[1 + (q^{\text{I}} + 1).x + \frac{(q^{\text{I}} + 1).(q^{\text{I}} + 2)}{1.2}.x^2 + \&c.\right]$$

(Voyez les pages 428 & 429 de ce Volume). Cette suite est égale à $\frac{1}{1 - x}$; la probabilité de p^{I} est donc égale à

$$\frac{1.2.3...(p^{\text{I}} + q^{\text{I}})}{1.2.3..p^{\text{I}}.1.2.3..q^{\text{I}}}.x^{p^{\text{I}}}.(1 - x)^{q^{\text{I}}+1}.$$

Cette probabilité suppose que x est le rapport des boules blanches à toutes les boules renfermées dans l'urne; mais ce rapport étant inconnu, on peut le faire varier depuis $x = 0$ jusqu'à $x = 1$: ces différentes valeurs de x sont plus ou moins probables, suivant qu'elles rendent le premier tirage plus ou moins probable; or, la probabilité de ce tirage eſt

$$\frac{1.2.3\ldots\ldots(p+q)}{1.2.3\ldots p.1.2.3\ldots q}.x^p.(1-x)^q;$$

la probabilité de x ſera donc égale à $\frac{x^p\partial x(1-x)^q}{\int x^p\partial x(1-x)^q}$; l'intégrale du dénominateur étant priſe depuis $x = 0$, juſqu'à $x = 1$ *(Voyez la page 430 de ce volume)*. En multipliant cette probabilité par celle de p', on aura la probabilité de p', correſpondante au rapport x; d'où il ſuit que la probabilité entière de p' eſt égale à

$$\frac{1.2.3\ldots\ldots(p'+q').\int x^{p+p'}\partial x.(1-x)^{q+q'+1}}{1.2.3\ldots\ldots p'.1.2.3\ldots\ldots q'.\int x^p\partial x.(1-x)^q};$$

les intégrales du numérateur & du dénominateur étant priſes depuis $x = 0$, juſqu'à $x = 1$.

La probabilité que p' eſt compris depuis $p' = 0$, juſqu'à $p' = s$, ſera, en vertu de la formule précédente,

$$\frac{\int x^p\partial x(1-x)^{q+q'+1}.[1+(q'+1).x\ldots+\frac{(q'+1)(q'+2)\ldots(q'+s)}{1.2.3\ldots s}.x^s]}{\int x^p\partial x(1-x)^q};$$

or, q' & s étant ſuppoſés de très-grands nombres, on trouvera par l'analyſe que j'ai donnée dans le volume de 1782, *page 60*,

$$1+(q'+1).x\ldots\ldots+\frac{(q'+1)\ldots\ldots(q'+s)}{1.2.3\ldots\ldots s}.x^s$$
$$=\frac{1}{(1-x)^{q'+1}}.\frac{\int x'^s\partial x'(1-x')^{q'}}{\int x'^s\partial x'(1-x')^{q'}};$$

l'intégrale du numérateur étant priſe depuis $x' = x$, juſqu'à $x' = 1$, & celle du dénominateur étant priſe depuis $x' = 0$, juſqu'à $x' = 1$: donc la probabilité que p' eſt compris depuis $p' = 0$, juſqu'à $p' = s$, eſt

$$\frac{\int\int x^p\partial x(1-x)^q.x'^s\partial x'(1-x')^{q'}}{\int\int x^p\partial x(1-x)^q.x'^s\partial x'(1-x')^{q'}};$$

les intégrales du numérateur étant prises depuis $x' = x$, jusqu'à $x' = 1$; & depuis $x = 0$, jusqu'à $x = 1$; celles du dénominateur étant prises depuis x & x' nuls, jusqu'à x & x' égaux à l'unité. Si l'on applique à cette formule, l'analyse que nous avons donnée *pages 439 & suivantes* de ce volume, on trouvera que si s est moindre & très-peu différent de $\frac{pq'}{q}$, la fraction précédente sera à très-peu-près égale à $\frac{\int \partial t . e^{-t^2}}{\sqrt{(\pi)}}$, e étant le nombre dont le logarithme hyperbolique est l'unité, π étant le rapport de la demi-circonférence au rayon, & l'intégrale relative à t, étant prise depuis $t = T$, jusqu'à $t = \infty$, T étant donné par l'équation

$$T^2 = \frac{\left(\frac{p}{p+q} - \frac{s}{s+q'}\right)^2 . (p+q)^3 . (s+q')^3}{2\, s\, q'(p+q)^3 + 2\, p\, q\, (s+q')^3}.$$

On trouvera pareillement que si s est plus grand que $\frac{pq'}{q}$, & qu'il en diffère très-peu, la fraction précédente sera à très-peu-près égale à $1 - \frac{\int \partial t . e^{-t^2}}{\sqrt{(\pi)}}$, l'intégrale étant prise depuis $t = T$, jusqu'à $t = \infty$. Il suit de-là que la probabilité que p' est compris entre les deux nombres s & s' dont le premier est moindre, & le second plus grand que $\frac{pq'}{q}$, est égale à

$$1 - \frac{\int \partial t . e^{-t^2}}{\sqrt{(\pi)}} - \frac{\int \partial t . e^{-t^2}}{\sqrt{(\pi)}};$$

la première intégrale étant prise depuis $t = T$, jusqu'à $t = \infty$, & la seconde intégrale étant prise depuis $t = T'$, jusqu'à $t = \infty$, T & T' étant donnés par les deux équations

$$T^2 = \frac{\left(\frac{p}{p+q} - \frac{s}{s+q}\right)^2 . (p+q)^3 . (s+q')^3}{2\, s\, q'(p+q)^3 + 2\, p\, q\, (s+q')^3},$$

$$T'^2 = \frac{\left(\frac{p}{p+q} - \frac{s'}{s'+q'}\right)^2 . (p+q)^3 . (s'+q')^3}{2s'q'(p+q)^3 + 2pq(s'+q')^3}.$$

Supposons

$$s = \frac{pq'}{q}(1-\varpi), \text{ \& } s' = \frac{pq'}{q}(1+\varpi),$$

ϖ étant une très-petite fraction; si l'on néglige les quantités de l'ordre ϖ^3, les deux valeurs de T^2 & de T'^2, deviendront égales entr'elles & à $\frac{pqq'\varpi^2}{2(p+q).(q+q')}$; ainsi en nommant V^2, cette dernière quantité, & en désignant par P la probabilité que le nombre p' sera compris dans les limites $\frac{pq'}{q}(1-\varpi)$, & $\frac{pq'}{q}(1+\varpi)$, on aura

$$P = 1 - \frac{2\int \partial t . e^{-t^2}}{\sqrt{(\pi)}}.$$

l'intégrale étant prise depuis $t = V$, jusqu'à $t = \infty$. Cette expression fort simple de P, a l'avantage d'être exacte jusqu'aux quantités de l'ordre ϖ^4; car les termes de l'ordre ϖ^3, que nous avons négligés, se détruisent d'eux-mêmes dans la quantité

$$1 - \frac{\int \partial t . e^{-t^2}}{\sqrt{(\pi)}} - \frac{\int \partial t . e^{-t^2}}{\sqrt{(\pi)}},$$

que nous avons trouvée ci-dessus pour l'expression de P.

Il est facile d'appliquer ces résultats à la théorie de la population déduite des naissances; car on peut considérer chaque naissance annuelle comme étant représentée par une boule noire, & chaque individu existant comme étant représenté par une boule blanche; le premier tirage sera le dénombrement dans lequel on a observé que sur q naissances, le nombre des habitans est p; & le second tirage sera la population de la France entière dont le nombre q' des naissances annuelles est connu, tandis que la population correspondante p' est inconnue: P sera dans ce cas la probabilité que la population p'

de la France est comprise dans les limites $\frac{pq^1}{q} \cdot (1 - \varpi)$ & $\frac{pq^1}{q} \cdot (1 + \varpi)$; on aura ainsi cette probabilité par une formule très-simple.

Il est facile d'en conclure le nombre auquel p doit être porté, pour avoir une grande probabilité que l'erreur sur la population p^1 de la France entière sera peu considérable. La recherche de ce nombre devient nécessaire, si l'on veut faire un nouveau dénombrement pour déterminer le vrai facteur par lequel on doit multiplier les naissances annuelles ; ainsi nous allons entrer dans quelques détails sur cet objet.

Pour cela, nous supposerons

$$p = iq, \quad \frac{pq^1}{q} \cdot \varpi = a;$$

nous aurons par conséquent $\varpi = \frac{a}{iq^1}$, & l'équation

$$V^2 = \frac{pqq^1 \cdot \varpi^2}{2(p+q) \cdot (q+q^1)}$$

donnera

$$p = \frac{2i^2 \cdot (i+1) \cdot q^{1^2} \cdot V^2}{a^2 - 2i \cdot (i+1) \cdot q^1 \cdot V^2}.$$

Cette valeur de p suppose que l'on connoît a, q^1, V & i. La valeur de a dépend des limites entre lesquelles on suppose que l'erreur du résultat $\frac{pq^1}{q}$ est comprise ; nous ferons ici $a = 500000$. La valeur de q^1 est donnée par les naissances annuelles dans toute l'étendue du Royaume, & nous avons vu que $q^1 = 973054,5$. La valeur de V dépend de la probabilité P, que la population de la France sera comprise dans les limites $\frac{pq^1}{q} - a$ & $\frac{pq^1}{q} + a$: nous supposerons ici que cette probabilité est de mille contre un, en sorte que $P = \frac{1000}{1001}$; nous aurons ainsi

$$\frac{2\int \partial t \cdot e^{-t^2}}{\sqrt{(\pi)}} = \frac{1}{1001}, \text{ ou } \int \partial t \cdot e^{-t^2} = \frac{\sqrt{(\pi)}}{2002}.$$

L'intégrale devant être prise depuis $t = V$ jusqu'à $t = \infty$, il est clair que cette équation détermine V, & l'on trouve $V^2 = 5,415$. Quant au nombre i, il dépend du rapport de p à q qui résulte du dénombrement; mais s'il s'agit d'un dénombrement à faire, ce rapport est inconnu; cependant les dénombremens déjà faits donnent à peu-près $i = 26$; ainsi l'on est assuré que le facteur i s'éloigne peu de ce nombre. Nous supposerons donc successivement $i = 25\frac{1}{2}$, $i = 26$, $i = 26\frac{1}{2}$, & nous aurons pour les valeurs correspondantes de p,

$$p = 727510, \; p = 771469, \; p = 817219,$$

c'est-à-dire, que pour avoir une probabilité de mille contre un, de ne pas se tromper d'un demi-million dans l'évaluation de la population de la France, il faut que le dénombrement p, dans le cas où il donne le premier facteur, soit de 727510 habitans; qu'il soit de 771469 habitans dans le cas du second facteur, & de 817219 habitans, s'il conduit au troisième facteur.

De-là je conclus que si l'on veut avoir sur cet objet, la probabilité qu'exige son importance, il faut porter à un million ou douze cents mille habitans, le dénombrement p qui doit déterminer le facteur i.

ÉTAT des Naiſſances, des Mariages & des Morts de la ville & fauxbourgs de Paris, depuis 1771 juſqu'en 1784.

ANNÉES.	NAISSANCES.		TOTAL.	MARIAGES.	MORTS.		TOTAL.	ENFANS TROUVÉS.		TOTAL.
	MÂLES.	FEMELLES.			MÂLES.	FEMELLES.		MÂLES.	FEMELLES.	
1771......	9604.	9337.	18941.	4452.	10947.	9738.	20685.	3581.	3575.	7156.
1772......	9557.	9156.	18713.	4611.	11126.	9248.	20374.	3899.	3777.	7676.
1773......	9751.	9096.	18847.	4810.	9752.	8766.	18518.	3037.	2952.	5989.
1774......	9892.	9461.	19353.	5114.	8470.	7591.	16061.	3152.	3181.	6333.
1775......	10247.	9403.	19650.	5016.	9765.	8897.	18662.	3379.	3126.	6505.
1776......	9716.	9203.	18919.	5432.	11000.	9016.	20016.	3226.	3193.	6419.
1777......	11445.	10821.	22266.	5442.	9191.	8100.	17291.	3411.	3294.	6705.
1778......	11037.	10651.	21688.	5250.	9586.	8210.	17796.	3449.	3239.	6688.
1779......	10506.	10108.	20614.	5208.	10142.	9154.	19296.	3421.	3223.	6644.
1780......	10071.	9546.	19617.	5143.	11567.	9764.	21331.	2850.	2718.	5568.
1781......	10397.	9835.	20232.	4970.	10828.	9352.	20180.	2799.	2809.	5608.
1782......	9851.	9536.	19387.	4878.	10746.	8207.	18953.	2708.	2736.	5444.
1783......	9952.	9736.	19688.	5213.	11146.	8864.	20010.	2799.	2916.	5715.
1784......	9833.	9721.	19554.	5039.	12016.	9762.	21778.	2794.	2815.	5609.
TOTAL....	151859.	145159.	297018.	75353.	156204.	133466.	289670.	48036.	46941.	94977.
Année commune.	10121.	9677.	19788.	5023.	10413.	8890.	19303.	3202.	3129.	6331.

POPULATION du Royaume, l'Île de Corse comprise, suivant l'ordre des Généralités, pendant l'année 1781.

NUMÉR. qui constatent l'ordre des Généralités & Provinces.	DÉNOMINATION des Généralités du Royaume, l'Île de Corse comprise, distinguées en pays d'Élections & en pays d'États; la ville de Paris étant distinguée de la Généralité, comme Capitale du Royaume.	NAISSANCES	MARIAGES.	PROFESSIONS en Religion.	MORTS dans la Société civile.	MORTS en Religion.	MORTS TOTAL des Morts.	EXCÉDANT des Naissances sur les Morts.
	PARIS (Ville)	20,232.	4,970.	87.	20,057.	123.	20,180.	+ 52.
	GÉNÉRALITÉS en pays d'Élections.							
1.	Paris	44,451.	10,210.	52.	42,994.	87.	43,081.	+ 1,370.
2.	Orléans	26,294.	6,641.	25.	28,870.	58.	28,928.	— 2,634.
3.	Tours	49,334.	12,593.	59.	53,243.	95.	53,338.	— 4,004.
4.	Poitiers	27,377.	7,523.	21.	27,468.	38.	27,506.	— 29.
5.	Bourges	20,440.	4,920.	29.	20,867.	25.	20,892.	— 452.
6.	Limoges	26,181.	7,433.	30.	22,840.	24.	22,864.	+ 3,317.
7.	La Rochelle	17,027.	4,612.	22.	21,211.	22.	21,233.	— 4,206.
8.	Bordeaux	54,802.	14,924.	48.	44,732.	65.	44,797.	+ 10,005.
9.	Auch	34,527.	8,469.	27.	27,037.	24.	27,061.	+ 7,466.
10.	Montauban	21,569.	5,296.	13.	19,971.	24.	19,995.	+ 1,574.
11.	Grenoble	27,338.	6,250.	31.	20,848.	39.	20,887.	+ 6,451.
12.	Lyon	24,624.	5,823.	30.	19,983.	59.	20,042.	+ 4,582.
13.	Riom	27,761.	6,815.	44.	18,693.	58.	18,751.	+ 9,010.
14.	Moulins	25,067.	6,996.	36.	23,168.	27.	23,195.	+ 1,872.
15.	Châlons	30,925.	7,238.	23.	29.965.	12.	29,977.	+ 948.
16.	Le Clermontois	1,459.	317.	//	1,212.	//	1,212.	+ 247.
17.	Soissons	16,580.	3,889.	15.	16,699.	28.	16,727.	— 147.
18.	Amiens	20,598.	5,044.	14.	20,761.	40.	20,801.	— 203.
19.	Rouen	27,801.	7,765.	51.	27,297.	87.	27,384.	+ 417.
20.	Caen	24,719.	6,067.	47.	22.495.	62.	22,557.	+ 2,162.
21.	Alençon	18,799.	4,954.	33.	19,117.	26.	19,143.	— 344.
	GÉNÉRALITÉS en pays d'États.							
22.	Rennes	91,330.	22,920.	100.	88,537.	171.	88,708.	+ 2.622.
23.	Perpignan	7,514.	1,727.	1.	7,050.	6.	7,056.	+ 458.
24.	Montpellier	71,099.	15,849.	78.	51,824.	93.	51,917.	+ 19,182.
25.	Aix	27,846.	5,698.	33.	21,961.	68.	22,029.	+ 5,817.
26.	Dijon	42,488.	10,216.	72.	41,148.	98.	41,246.	+ 1,242.
27.	Besançon	27,614.	6,110.	31.	21,760.	54.	21,814.	+ 5,800.
28.	Strasbourg	25,312.	5,613.	31.	19,068.	50.	19,118.	+ 6,194.
29.	Metz	13,129.	2,597.	25.	11,948.	55.	12,003.	+ 1,126.
30.	Nancy	32,052.	6,647.	84.	28,277.	89.	28,366.	+ 3,686.
31.	Valenciennes	10,798.	2,506.	43.	7,694.	51.	7,745.	+ 3,053.
32.	Lille	28,398.	6,886.	147.	26,435.	189.	26,624.	+ 1,774.
33.	Île de Corse	4,921.	985.	18.	3,940.	21.	3,961.	+ 960.
Résultats du Royaume, l'île de Corse comprise.		970,406.	236,503.	1400.	879,170.	968.	881,138.	+ 89,268.

OBSERVATIONS.

Dans la colonne de l'Excédant des Naissances sur les Morts, le signe + indique que le nombre des Naissances surpasse celui des Morts, & le signe — indique que le nombre des Morts surpasse celui des Naissances.

Les Généralités d'Orléans, de Tours, de Poitiers, de Bourges, de la Rochelle, de Soissons, d'Amiens & d'Alençon, ont été affligées d'épidémies & de maladies qui y ont occasionné une mortalité considérable, puisque le nombre des Décès surpasse celui des Naissances; mais cependant le résultat de toutes les Généralités présente un Tableau satisfaisant, puisque le nombre total des Naissances surpasse celui des Morts de 89,268.