

# Mortalité infantile en Suisse: état et évolution des différences intercantionales depuis 1901\*

J. D. Laporte<sup>(1,2)</sup>, L. Raymond<sup>(1)</sup>, P. Hazeghi<sup>(2)</sup>, O. Jeanneret<sup>(1)</sup>

1) Institut de Médecine Sociale et Préventive - 27, quai Charles-Page - 1211 Genève 4

2) Service de Santé de la Jeunesse - 11, Glacis de Rive - 1211 Genève 3

## INTRODUCTION

Dans la période 1976-80, on comptait à Genève une moyenne annuelle de 32 décès d'enfants âgés de moins d'une année, ce qui correspond à un taux de mortalité infantile (MI) de 9 o/oo. Si le taux de Genève avait été le même que celui de Fribourg dans cette période (13,9 o/oo), 16 enfants de plus seraient morts (+50 %). Si, par contre, il avait été égal à celui des Grisons (7,5 o/oo), 5 vies auraient été épargnées (-16 %). C'est ce genre de constatations qui nous a incité à étudier de plus près l'évolution de la MI en Suisse, en particulier pour savoir si les différences intercantionales résultaient de variations aléatoires dues aux petits nombres ou de disparités réelles.

## MATÉRIEL ET MÉTHODE

L'Office fédéral de statistique a récemment reconstitué des séries chronologiques se rapportant à la MI dans les cantons depuis le début du siècle (1). Ces données sont analysées dans une optique descriptive, après regroupement périodique quinquennal.

Rappelons que la MI (nombre de décès d'enfants de moins d'une année rapporté à 1000 naissances vivantes) se subdivise en mortalité néonatale (MNN) (décès d'enfants de moins d'un mois) et mortalité post-néonatale (MPNN) (décès de 2 à 11 mois), le dénominateur restant identique pour ces trois taux.

Pour l'ensemble de la Suisse, l'évolution de la MI, de la MNN et de la MPNN de 1901-05 à 1976-80 peut se diviser en trois phases qui se laissent chacune bien décrire par une droite (fig. 1). Pour chaque canton, des équations de régression ont été calculées sur le même modèle. La valeur centrale et la pente de chacune de ces trois droites cantonales ont ensuite été comparées à la valeur centrale, respectivement à la pente de la droite correspondante pour la Confédération.

## ÉVOLUTION DE LA MI EN SUISSE

Entre 1901-05 et 1976-80, la MI suisse a passé de 134,2 o/oo à 9,3 o/oo, ce qui représente une diminution relative de 93,2 %. Les droites de régression correspondant aux 3 périodes considérées présentent des pentes toujours plus faibles : 1901-05 - 1926-30 : -16,22 o/oo par période quinquennale ; 1931-35 à 1946-50 : -4,15 o/oo ; 1951-55 à 1976-80 : -3,69 %, ( $R^2 = 0,98$  pour les 3 périodes).

La MNN représente, en 1901-05, 41,1 % de la MI. Comme la MI, elle suit une évolution triphasique (pentes : -5,12 o/oo et -1,41 o/oo, -2,72 o/oo) pour constituer le 67,7 % de la MI en 1976-80.

Pour la MPNN, la division en périodes peut se faire de diverses manières. Si l'on adopte la même subdivision que précédemment, on obtient des pentes de -11,1 o/oo, -2,72 o/oo et -0,91 o/oo, la proportion de la MI représentée par la MPNN passant de 58,9% en 1901-05 à 23,7% en 1961-65, et remontant légèrement à 32,3% en 1976-80 (diminution de la MNN plus rapide que celle de la MPNN).

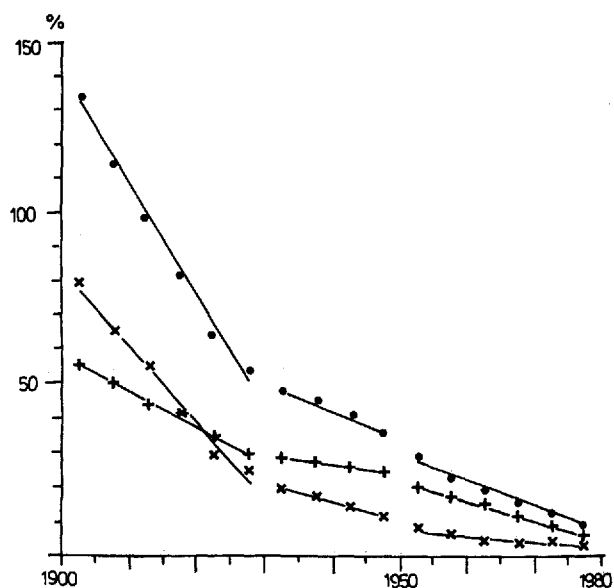


Fig. 1 - MI(.), MPNN(+) et MNN(x) : taux suisses observés et ajustés

La surmortalité masculine a tendance à augmenter jusqu'en 1971-75, le rapport MI masculine/MI féminine passant de 1,22 au début du siècle à 1,37 ; en 1976-80, ce rapport se situe encore à 1,33.

Le rapport MI des enfants légitimes/MI des enfants naturels est, en 1976-80 comme en 1900-09 aux environs de 1,7, mais il s'était élevé jusqu'à 2,1 en 1930-34. Le taux d'illégitimité (naissances naturelles/100 naissances vivantes) montre un mouvement inverse : 4,4 % au début du siècle, minimum de 3,2 % en 1943-44, 4,7 % en 1980.

## LES DIFFÉRENCES INTERCANTONALES DE MI

L'analyse statistique de l'évolution entre les taux cantonaux de MI montre que (cf. tabl. I et fig. 2) :

- l'ampleur des différences reste du même ordre de grandeur : les taux maxima sont supérieurs de 65 à 72 % aux taux minima (selon la méthode de calcul), en 1901-05, et de 54 à 72 % en 1976-80. Le coefficient de variation passe de 0,20 en 1901-05 à 0,27 en 1931-35, descend irrégulièrement jusqu'à 0,19 en 1971-75 et tombe brusquement à 0,14 en 1976-80.
- ZH, BE, BS et AG ont, dans les trois périodes, un niveau moyen de MI significativement plus bas que la moyenne suisse (Tabl. I). BL et GL suivent la même tendance. Ce phénomène résulte aussi bien de la MNN que de la MPNN, toutes deux inférieures à la moyenne.
- UR, FR, AI, TI et VA ont, dans les trois périodes, un niveau moyen de MI supérieur à la moyenne suisse, tant du fait d'une MNN que d'une MPNN plus élevée (Tabl. I).
- Les cantons à MI élevée ont, en général, des pentes plus fortes que la moyenne. Les cantons à MI basse ont, en général, des pentes plus faibles que la

\* D'après un poster présenté aux Journées Scientifiques de la Société Suisse de Médecine Sociale et Préventive. Zurich, 21-22 juin 1984.

moyenne. La corrélation entre le niveau des droites cantonales et leur pente est maximum dans la troisième période ( $R = -0,97$ ), ce qui suggère une évolution des taux de type exponentiel, modèle ne donnant cependant pas un meilleur ajustement ( $R^2 = 0,9840$  contre  $R^2 = 0,9901$  pour le modèle linéaire).

- Entre 1901-05 et 1976-80, la diminution a été de 93 % dans le groupe de cantons à basse MI et de 94 % dans le groupe de cantons à haute MI.

- UR et GR constituent deux cas particuliers :

Dans la troisième période, UR, malgré une MI moyenne élevée (23<sup>e</sup> rang,  $p < 0,01$ ) montre une pente très forte (1<sup>er</sup> rang,  $p < 0,01$ ) qui fait passer son taux réel du 25<sup>e</sup> au 16<sup>e</sup> rang et son taux ajusté du 25<sup>e</sup> au 3<sup>e</sup> rang.

Dans la troisième période également, le taux moyen de GR se trouve au-dessus de la moyenne suisse ( $p < 0,01$ ) ; mais, comme à UR, la pente de la droite est significativement plus forte que la moyenne ( $p < 0,05$ ), faisant passer la MI réelle du 19<sup>e</sup> au 1<sup>er</sup> rang et la MI ajustée du 20<sup>e</sup> au 8<sup>e</sup> rang (cette tendance aux taux très bas se confirme dans les années ultérieures (1981-1983)).

- Si l'on modifie les taux de MI en y incluant les morts-nés, les rapports : taux des cantons catholiques/taux des cantons protestants (cantons ayant respectivement plus de 60 % de leur population catholique ou protestante) passent de 1,15 à 1,07 (1,12 à 1,02 il y a 100 ans).

CORRELATION AVEC D'AUTRES INDICATEURS

Nous avons tenté d'établir des corrélations entre la MI et divers paramètres socio-économiques.

L'évolution du taux global de fécondité général, publié à l'occasion de chaque recensement et des taux de MI décennaux correspondant ont été calculés. Pour les trois périodes, les corrélations entre niveaux moyens et pentes sont faibles à moyennes ( $R$  variant entre 0,21 et 0,65). On peut présumer que les liens entre fécondité et MI se relâchent lorsque les deux phénomènes démographiques faiblissent.

L'indicateur choisi pour mettre en évidence l'influence éventuelle du degré d'urbanisation est la proportion d'agriculteurs dont l'évolution est connue pour les deux dernières périodes. Les coefficients de corrélation entre, d'une part les niveaux moyens, d'autre part les pentes des droites de régression respectives sont : 0,73 et 0,72 pour la période 1930-1950 et 0,63 et 0,69 pour la période 1950-1980.

Partant de l'idée que la population étrangère pouvait constituer une population à risque élevé, nous avons mis les taux de MI en relation avec la proportion de femmes étrangères (titulaires d'un permis à l'année) depuis 1950. Le modèle linéaire n'est ici pas satisfaisant; nous avons calculé des indices de covariation différentielle (tendance générale) peu significatifs et des indices de covariation différentielle (variations d'une période quinquennale à l'autre) fortement positifs (0,8 à 1) à ZH, NW, SH et TG, et fortement négatifs à BE, ZG, SO, AR, AI, AG, VD, VS. On peut craindre l'effet de facteurs de confusion comme l'inhomogénéité de la population étrangère d'un canton à l'autre ou la puissance économique des cantons, corrélée négativement avec la MI mais positivement avec la population étrangère.

L'indicateur d'offre médico-hospitalière, apparemment le moins lié aux autres variables, semble être la densité de lits hospitaliers. Les densités moyennes et l'évolution des densités cantonales ont été comparées, pour la deuxième et la troisième période, aux valeurs centrales et aux pentes des taux correspondants de MI, de MNN et de MPNN. A part un coefficient de corrélation de -0,34 entre les pentes dans la troisième période, les corrélations sont statistiquement non significatives.

CONCLUSION

Les différences intercantonales dans les taux de MI sont importantes et ne diminuent pas. Des études plus approfondies sur le plan individuel et local sont nécessaires pour en déterminer les causes et cerner précisément les populations à risque élevé de mortalité ou de morbidité, du type de la recherche en cours sur le rôle du poids de naissance (2). Des comparaisons internationales pourraient faciliter l'élaboration d'hypothèses.

Tabl. I - Rang des cantons selon la valeur centrale(a) et la pente (b) des droites de régression, par période. (Sens et signification statistique des différences par rapport à la moyenne suisse).

	1901 - 30		1931 - 50		1951 - 80	
	a	b	a	b	a	b
ZH	5 <sup>--</sup>	9	1 <sup>--</sup>	17	2 <sup>--</sup>	25 <sup>--</sup>
BE	7 <sup>--</sup>	15	6 <sup>--</sup>	14 <sup>-</sup>	6 <sup>--</sup>	15 <sup>++</sup>
LU	12 <sup>-</sup>	23 <sup>--</sup>	20 <sup>+</sup>	7	16 <sup>++</sup>	11 <sup>++</sup>
UR	20 <sup>++</sup>	22 <sup>--</sup>	21 <sup>+</sup>	11	23 <sup>++</sup>	1 <sup>++</sup>
SZ	19 <sup>+</sup>	9	18	23	18	8
OW	1 <sup>--</sup>	25 <sup>--</sup>	16	24	7 <sup>-</sup>	20 <sup>-</sup>
NW	2 <sup>--</sup>	24 <sup>--</sup>	12	10	20 <sup>-</sup>	14
GL	6 <sup>--</sup>	19	2	16	5 <sup>-</sup>	19
ZG	9 <sup>--</sup>	20 <sup>-</sup>	11	25	14 <sup>-</sup>	6
FR	23 <sup>++</sup>	1 <sup>+</sup>	23 <sup>++</sup>	4	24 <sup>++</sup>	3 <sup>+</sup>
SO	17	14	7 <sup>-</sup>	15	10	16
BS	4 <sup>-</sup>	8	5 <sup>-</sup>	12	4 <sup>-</sup>	21 <sup>-</sup>
BL	11 <sup>-</sup>	7	4	5	1 <sup>--</sup>	24 <sup>--</sup>
SH	10 <sup>-</sup>	12	10	8	11	23
AR	18	11	8	19	9	9
AI	24 <sup>++</sup>	2	25 <sup>+</sup>	1	22 <sup>+</sup>	5
SG	21 <sup>++</sup>	6	15	9	12	17
GR	16 <sup>--</sup>	21 <sup>--</sup>	19	6	19 <sup>++</sup>	4 <sup>+</sup>
AG	8 <sup>-</sup>	16	3 <sup>-</sup>	22	3 <sup>--</sup>	13
TG	13	13	9 <sup>-</sup>	20	8	22 <sup>-</sup>
TI	25 <sup>++</sup>	3	22 <sup>+</sup>	3	21 <sup>+</sup>	7
VD	15	4	14	13	17 <sup>++</sup>	10 <sup>++</sup>
VS	22 <sup>++</sup>	17 <sup>--</sup>	24 <sup>++</sup>	2 <sup>+</sup>	25 <sup>++</sup>	2 <sup>+</sup>
NE	14	5	13	18	14	18 <sup>-</sup>
GE	3 <sup>--</sup>	18 <sup>-</sup>	17	21	13	12

-/+ : p < 0,05  
 -/+ : p < 0,01

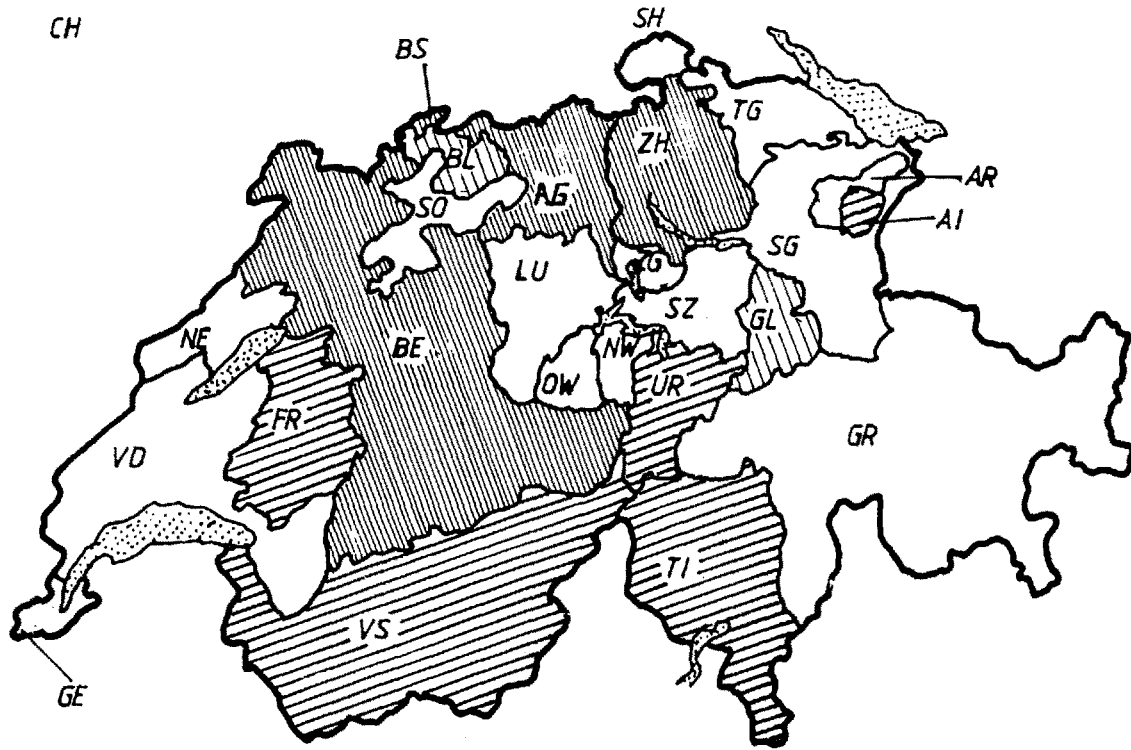


Fig. 2 - Mortalité infantile : disparités intercantoniales permanentes de 1901-05 à 1976-80



Cantons se trouvant systématiquement et de manière statistiquement significative au dessus de la moyenne CH durant les 3 périodes.  
 Cantons se trouvant systématiquement et de manière statistiquement significative au dessous de la moyenne CH durant les 3 périodes.  
 Idem, sans que cette situation soit statistiquement significative.

RESUME

Une analyse statistique des différences intercantoniales des taux de mortalité infantile et de leur évolution de 1901 à 1980 montre que ces différences restent grandes, un groupe de cantons se situant dans toute la période étudiée au-dessus de la moyenne et un autre groupe constamment au-dessous. Des corrélations avec divers indicateurs socio-économiques et démographiques sont étudiées.

ZUSAMMENFASSUNG

Eine statistische Auswertung der zwischen den Kantonen bestehenden Unterschiede der Kindersterbeziffern, bzw. deren Verlauf in den Jahren 1901 bis 1980, zeigt, dass diese Unterschiede gross bleiben, wobei eine Gruppe von Kantonen jeweils überdurchschnittliche, und eine andere Gruppe immer unterdurchschnittliche Werte aufweisen. Die Korrelationen mit verschiedenen sozial-wirtschaftlichen und demographischen Merkmalen werden ebenfalls betrachtet.

SUMMARY

Both levels and trends of infant death rates differ among the Swiss cantons between 1901 and 1980. These differences seem to persist, since one groupe of cantons stays consistently above, and another group below the mean values. Some socio-economic and demographic correlates of the inter-cantonal differences are analyzed.

BIBLIOGRAPHIE

- (1) Service des statistiques sanitaires, Office Fédéral des Statistiques, Communication personnelle, 1983.
- (2) ACKERMANN, L., PACCAUD, F. et al. La mortalité néonatale en Suisse. Bull.Méd. Suisses, 1984, 65 : 443-447.