II. — ELABORATION DES TABLES TYPES DE MORTALITÉ

Après avoir essayé plusieurs méthodes, on a retenu comme modèle analytique une variante de la méthode classique d'analyse en composantes principales. A cette fin, les schémas de mortalité selon l'âge qui forment l'ensemble affiné de données de base ont été stratifiés en faisceaux suivant plusieurs méthodes, graphiques et statistiques, chaque faisceau se situant autour d'une structure moyenne de mortalité par âge. On a ensuite ajusté un modèle à composantes principales aux écarts de chaque structure de mortalité par âge par rapport à la moyenne du faisceau à laquelle il appartenait. On a représenté la structure de mortalité par âge de chaque table de base par le vecteur des valeurs du logit $[{}_nq_x]$, la moyenne du faisceau par la moyenne simple des valeurs du logit $[{}_nq_x]$ à l'intérieur du faisceau et les écarts de chaque structure par rapport à la moyenne du faisceau par les différences arithmétiques pour chaque groupe d'âge. Dans tous les cas, les groupes d'âge étaient 0-1, 1-4, 5-9, 10-14, ...80-84 ans.

Les tables types de mortalité ont été élaborées comme suit : on a commencé par construire les profils des structures de mortalité par âge de chaque table en faisant appel à deux procédures statistiques et à une procédure graphique. Les procédures statistiques étaient une construction linéaire optimale du profil (sur la base des deuxième et troisième vecteurs caractéristiques), et une analyse par groupage dynamique ou constellation (liaison maximale, espace ultramétrique inférieur)[6]. La procédure graphique était extrêmement simple. Pour chaque table de base, on a calculé les rapports $R(x) = {}_nq_x / {}_nq_x^w$ dans lesquels ${}_nq_x$ est le quotient de mortalité à l'âge x pour la table de mortalité donnée et ${}_nq_x^w$ est le quotient de mortalité à l'âge x de la table type de mortalité de Coale et Demeny pour la région ouest qui a la même espérance de vie à 10 ans. Les valeurs $R(x)$ ont été ensuite figurées graphiquement en fonction de l'âge pour chaque table de mortalité et les ensembles de points obtenus ont été classés visuellement en groupes de faisceaux de configurations semblables. Le groupement obtenu a été virtuellement le même pour chacune des trois méthodes employées. Il y avait quatre familles de schémas clairement définies et quelques tables de mortalité qu'il n'était ni logique de regrouper ensemble ni facile de rattacher à l'un des autres groupes. Ces quatre groupes ou faisceaux de configurations étaient les suivants : le premier faisceau contenait les tables de mortalité de la Colombie, du Costa Rica, d'El Salvador, du Guatemala, du Honduras, du Mexique et du Pérou, en Amérique latine, ainsi que, dans le reste du monde, celles des Philippines, de Sri Lanka et de la Thaïlande. Le deuxième faisceau correspondait à la configuration très caractéristique des tables de mortalité du Chili. Le troisième faisceau se composait des tables de l'Inde, de l'Iran, de la région du Matlab au Bangladesh, et de la Tunisie. Le quatrième faisceau était formé des tables du Guyana, de Hong Kong, de la République de Corée, de Singapour et de la Trinité-et-Tobago, parmi les populations masculines, et du Guyana, de Singapour et de la Trinité-et-Tobago, parmi les populations féminines. Les quatre schémas structuraux ont été appelés respectivement schéma latino-américain, schéma chilien, schéma d'Asie du Sud, et schéma d'Extrême-Orient, d'après la région géographique qui prédomine dans chaque groupe. Les tables de mortalité d'Israël et du Koweït ainsi que les tables des populations féminines de Hong Kong et de la République de Corée n'ont pas pu être regroupées ni rattachées à aucun groupe et ont donc été omises de l'analyse en composantes principales pour

[6]On trouve une explication de ces procédures dans J. A. Hartigan, *Clustering Algorithms* (New York, John Wiley and Sons, 1975); et P. H. Sneath et R. R. Sokal, *Numerical Taxonomy—The Principles and Practices of Numerical Classification* (San Francisco, Californie, W. H. Freeman, 1973).

Tableau 3

CORRÉLATIONS ENTRE LES VALEURS ${}_nD_x^{ij}$ CALCULÉES À PARTIR DES TABLES DE MORTALITÉ MASCULINE

	Age x																	
Age x	*0*	*1*	*5*	*10*	*15*	*20*	*25*	*30*	*35*	*40*	*45*	*50*	*55*	*60*	*65*	*70*	*75*	*80*
0		0.93	0.79	0.82	0.79	0.83	0.84	0.83	0.85	0.83	0.82	0.79	0.77	0.75	0.74	0.68	0.59	0.35
1			0.87	0.85	0.78	0.82	0.84	0.84	0.86	0.85	0.84	0.82	0.81	0.81	0.79	0.72	0.63	0.42
5				0.96	0.89	0.88	0.88	0.89	0.91	0.92	0.93	0.92	0.93	0.92	0.91	0.87	0.85	0.69
10					0.97	0.95	0.93	0.92	0.93	0.94	0.95	0.93	0.94	0.92	0.93	0.90	0.87	0.68
15						0.97	0.95	0.92	0.93	0.93	0.94	0.93	0.93	0.90	0.91	0.87	0.85	0.65
20							0.98	0.96	0.96	0.96	0.95	0.93	0.93	0.89	0.89	0.82	0.79	0.58
25								0.99	0.98	0.98	0.96	0.94	0.94	0.89	0.89	0.80	0.79	0.55
30									0.98	0.98	0.96	0.94	0.93	0.89	0.87	0.77	0.76	0.52
35										0.99	0.99	0.96	0.96	0.91	0.90	0.82	0.80	0.56
40											0.99	0.98	0.97	0.93	0.91	0.84	0.81	0.58
45												0.99	0.98	0.95	0.94	0.87	0.84	0.63
50													0.99	0.98	0.95	0.89	0.86	0.66
55														0.98	0.97	0.92	0.90	0.69
60															0.96	0.93	0.89	0.72
65																0.95	0.93	0.73
70																	0.97	0.83
75																		0.89
80																		

Tableau 4

CORRÉLATIONS ENTRE LES VALEURS $_nD_x^{ij}$ CALCULÉES À PARTIR DES TABLES DE MORTALITÉ FÉMININE

	Age x																
Age x	*0*	*5*	*10*	*15*	*20*	*25*	*30*	*35*	*40*	*45*	*50*	*55*	*60*	*65*	*70*	*75*	*80*
0	0.90	0.73	0.80	0.80	0.77	0.78	0.81	0.83	0.84	0.83	0.80	0.76	0.75	0.68	0.59	0.54	0.25
1		0.89	0.89	0.91	0.90	0.91	0.92	0.92	0.91	0.89	0.85	0.84	0.82	0.79	0.72	0.66	0.40
5			0.94	0.94	0.94	0.94	0.93	0.93	0.92	0.92	0.91	0.92	0.91	0.91	0.88	0.82	0.62
10				0.96	0.94	0.94	0.94	0.95	0.94	0.93	0.91	0.91	0.90	0.89	0.87	0.84	0.63
15					0.99	0.98	0.98	0.98	0.96	0.95	0.92	0.91	0.88	0.87	0.86	0.83	0.65
20						0.99	0.99	0.98	0.95	0.94	0.91	0.90	0.87	0.88	0.87	0.84	0.67
25							0.99	0.99	0.96	0.95	0.92	0.92	0.89	0.89	0.87	0.85	0.68
30								1.00	0.98	0.97	0.94	0.93	0.90	0.89	0.87	0.84	0.65
35									0.99	0.97	0.95	0.93	0.91	0.90	0.87	0.84	0.64
40										0.99	0.98	0.96	0.95	0.91	0.86	0.83	0.61
45											0.99	0.98	0.97	0.93	0.88	0.85	0.62
50												0.99	0.98	0.94	0.88	0.83	0.61
55													0.99	0.97	0.91	0.86	0.63
60														0.97	0.91	0.86	0.61
65															0.97	0.93	0.71
70																0.98	0.83
75																	0.89
80																	

n'être utilisées que pour l'élaboration du schéma général de mortalité qui est décrit ci-dessous.

On a calculé dans chacun de ces groupes ou faisceaux les valeurs de $_nD_x^{ij}$ défini, pour chaque groupe d'âge (x, $x+n$) comme la différence entre les valeurs du logit $[_nq_x]$ pour la table de mortalité j du faisceau i et la moyenne de valeurs du logit de toutes les tables du faisceau i, en posant :

$$\text{logit } [_nq_x] = 1/2 \; ln\left(\frac{_nq_x}{1 - {_nq_x}}\right).$$

Comme il fallait s'y attendre, la valeur $_nD_x^{ij}$ calculée pour un groupe d'âge a une corrélation étroite avec celles d'autres groupes d'âge. Les tableaux 3 et 4 présentent la matrice de corrélation pour le sexe masculin et le sexe féminin. En général, les coefficients de corrélation dépassent 0,80, les corrélations plus faibles s'observant surtout pour les groupes d'âge les plus avancés. Comme chaque faisceau se compose d'un ensemble de tables de mortalité homogènes ayant des structures analogues de la mortalité selon l'âge, on peut considérer le vecteur $_nD_x^{ij}$ de chaque table de base comme un indicateur de la structure de variation de la mortalité selon l'âge. Dans l'hypothèse où la structure de variation de la mortalité par âge[7] est invariante par rapport au schéma du faisceau, on peut exprimer la structure de la mortalité par âge de n'importe quel pays (définie par les valeurs du logit $[_nq_x]$ par $_nY_x^{ij} \doteq {_n\overline{Y}_x^i} + a_{ij}U_{ix}$ où $_nY_x^{ij}$ est égal au logit de la fonction $_nq_x$ de la table de mortalité j du faisceau i et où $_n\overline{Y}_x^i$ est égal à la moyenne des valeurs de $_nY_x^{ij}$ dans chaque faisceau. Le vecteur U_{ix} désigne alors le schème moyen de variation de la mortalité selon l'âge (qui est une sorte de moyenne des valeurs $_nD_x^{ij}$), tandis que a_{ij} désigne l'ampleur de la variation. Il s'agit essentiellement d'un modèle à une composante principale où le vecteur U_{ix}, appelé vecteur de la première composante principale, dénote la structure de variation de la mortalité selon l'âge tandis que son coefficient (a_{ij}), appelé coefficient de pondération, indique la mesure dans laquelle ce changement s'applique à la table j.

Bien entendu, ce modèle à une composante n'expliquera pas toutes les variations des structures de mortalité selon l'âge qu'on retrouve dans les tables de mortalité de l'ensemble affiné de données. On peut calculer de nouveaux ensembles d'écart sous forme de différence entre les valeurs observées du logit $[_nq_x]$ et les valeurs estimées à partir du modèle à une composante. Si l'on désigne par U_{2x} un schéma moyen par âge de ces écarts du second ordre et par a_{2j} l'ampleur de ce schéma d'écart pour une table de mortalité j, on peut construire un modèle à deux composantes sous la forme suivante :

$$_nY_x^{ij} \doteq {_n\overline{Y}_x^i} + \sum_{m=1}^{2} a_{mj}U_{mx}.$$

De même, on peut estimer des modèles à 3, 4 ou jusqu'à 18 composantes. On peut donc exprimer le modèle sous la forme fonctionnelle :

$$_nD_x^{ij} = {_nY_x^{ij}} - {_n\overline{Y}_x^i} \doteq \sum_{m=1}^{k} a_{mj}U_{mx} \qquad (1)$$

où $_nY_x^{ij}$ égale le logit de la fonction $_nq_x$ (probabilité de décès entre les âges x et $x+n$) pour la table de mortalité j du faisceau i; $_n\overline{Y}_x^i$ égale la valeur moyenne de $_nY_x^{ij}$ dans chaque faisceau; a_{mj} égale le coefficient de pondération du vecteur de la composante principale m pour le pays j dans l'analyse en composantes principales; u_{mx} égale l'élément du vecteur de la même composante principale qui correspond au groupe d'âge (x, $x+n$); et k est le nombre de composantes principales.

Dans la pratique, il est souvent plus commode de donner au modèle l'expression suivante :

$$_nY_x^{ij} \doteq {_n\overline{Y}_x^i} + \sum_{m=1}^{k} a_{mj}U_{mx}. \qquad (2)$$

Quand $k=1$, le modèle est appelé modèle à une composante; quand $k=2$, il s'agit d'un modèle à deux com-

[7] L'hypothèse d'une invariance du schéma de variation de la mortalité selon l'âge par rapport au schéma du groupe est au premier abord extrêmement plausible. Mais, de surcroît, une application séparée de l'analyse en composantes principales au schème structural d'Amérique latine, au schème chilien et au schème d'Extrême-Orient a fait apparaître des vecteurs de première composante qui, dans chaque groupe, étaient étroitement semblables. (Les tables regroupées sous le schème de l'Asie du Sud ne présentaient que très peu de variations des niveaux de mortalité, de sorte qu'il n'a pas été possible d'effectuer pour ce faisceau une analyse séparée en composantes principales.) C'est cette constatation empirique qui a permis d'exprimer la structure de variation de la mortalité par une formule unique se surimposant aux quatre schémas fondamentaux selon l'âge.

Tableau 5

SCHÉMA MOYEN DE MORTALITÉ DE CHAQUE FAISCEAU DÉFINI PAR LES VALEURS DU LOGIT [$_nq_x$]

	Homme				
	Faisceau				
Age x	*Amérique latine*	*Chili*	*Asie du Sud*	*Extrême-Orient*	*Général*
0	−1.12977	−1.04722	−0.97864	−1.53473	−1.27638
1	−1.49127	−1.81992	−1.24228	−2.15035	−1.78957
5	−2.13005	−2.42430	−2.01695	−2.61442	−2.35607
10	−2.40748	−2.52487	−2.44280	−2.66392	−2.55527
15	−2.21892	−2.24491	−2.35424	−2.42326	−2.34263
20	−2.01157	−2.02821	−2.27012	−2.23095	−2.16193
25	−1.93591	−1.90923	−2.16833	−2.15279	−2.09109
30	−1.86961	−1.78646	−2.05942	−2.05765	−2.00215
35	−1.76133	−1.66679	−1.90053	−1.89129	−1.86781
40	−1.64220	−1.52497	−1.71213	−1.68244	−1.70806
45	−1.49651	−1.37807	−1.51120	−1.47626	−1.52834
50	−1.34160	−1.21929	−1.28493	−1.23020	−1.33100
55	−1.15720	−1.03819	−1.08192	−1.02801	−1.12934
60	−0.96945	−0.84156	−0.84671	−0.77148	−0.91064
65	−0.74708	−0.63201	−0.62964	−0.54696	−0.68454
70	−0.52259	−0.42070	−0.40229	−0.32996	−0.45685
75	−0.29449	−0.21110	−0.19622	−0.11911	−0.23002
80	−0.04031	0.01163	−0.00129	0.10572	0.00844

	Femmes				
	Faisceau				
Age x	*Amérique latine*	*Chili*	*Asie du Sud*	*Extrême-Orient*	*Général*
0	−1.22452	−1.12557	−0.97055	−1.42596	−1.35963
1	−1.45667	−1.82378	−1.15424	−1.95200	−1.77385
5	−2.13881	−2.52319	−1.93962	−2.55653	−2.39574
10	−2.46676	−2.63933	−2.36857	−2.68018	−2.64549
15	−2.31810	−2.38847	−2.19082	−2.33095	−2.44766
20	−2.14505	−2.20417	−2.09358	−2.15952	−2.28991
25	−2.03883	−2.09701	−2.04788	−2.03377	−2.18850
30	−1.93924	−1.99128	−1.95922	−1.94554	−2.08535
35	−1.83147	−1.87930	−1.87311	−1.82299	−1.97231
40	−1.74288	−1.75744	−1.76095	−1.69084	−1.84731
45	−1.62385	−1.61558	−1.61425	−1.52189	−1.69291
50	−1.47924	−1.45886	−1.39012	−1.33505	−1.50842
55	−1.28721	−1.26115	−1.15515	−1.13791	−1.30344
60	−1.07443	−1.05224	−0.90816	−0.93765	−1.08323
65	−0.83152	−0.80346	−0.68011	−0.72718	−0.84402
70	−0.59239	−0.58202	−0.43231	−0.50916	−0.59485
75	−0.35970	−0.35093	−0.17489	−0.28389	−0.34158
80	−0.08623	−0.10587	0.05948	−0.01285	−0.06493

posantes et ainsi de suite. Le modèle à composantes principales a cela de commun avec les méthodes de régression linéaire plus courantes qu'il s'agit de trouver les valeurs des paramètres qui réduisent au minimum les sommes des carrés d'écarts. En pareil cas, il s'agit des vecteurs U_{1x}, U_{2x}, U_{3x}, ..., U_{kx}, qui réduisent successivement au minimum la somme des carrés d'écarts entre les valeurs observées et les valeurs estimées de ${}_nD_x^{ij}$. Les distances entre valeurs observées et valeurs estimées sont mesurées sous forme de distances perpendiculaires (orthogonales), plutôt que de distances verticales. On peut montrer que les vecteurs U_{mx} sont simplement les vecteurs caractéristiques de la matrice des covariances des valeurs ${}_nD_x^{ij}$ [8]. Bien qu'il faille autant de composantes que de variables (groupes d'âge) pour expliquer intégralement la dispersion des valeurs ${}_nD_x^{ij}$ (dans notre cas, il faut 18 composantes car il y a 18 groupes d'âge), il arrive souvent que les premières composantes expliquent une part suffisante de la dispersion pour pouvoir servir à de nombreuses fins. Dans le cas du projet de tables types de mortalité, on a constaté qu'avec une seule composante on rendait compte d'environ 90 p. 100 de la dispersion, et avec trois composantes de 97 p. 100.

Le tableau 5 présente, par sexe, le schéma moyen de mortalité de chaque faisceau, représenté par la moyenne des valeurs du logit $[{}_nq_x]$ des tables de mortalité que contient le faisceau. On y a joint un schéma d'ensemble, appelé ici "schéma général". On a estimé ce schéma général en faisant la moyenne des valeurs du logit $[{}_nq_x]$ de toutes les tables de mortalité de l'ensemble de données affinées

[8] Pour une description plus rigoureuse de l'analyse en composantes principales, on se référera, par exemple, à D. F. Morrison, *Multivariate Statistical Methods* (New York, McGraw-Hill, 1976).

Tableau 6

TROIS PREMIÈRES COMPOSANTES PRINCIPALES

	Hommes			*Femmes*		
Age x	*1re composante* U_{1x}	*2e composante* U_{2x}	*3e composante* U_{3x}	*1re composante* U_{1x}	*2e composante* U_{2x}	*3e composante* U_{3x}
0	0.23686	−0.46007	0.09331	0.18289	−0.51009	0.23944
1	0.36077	−0.68813	−0.29269	0.31406	−0.52241	−0.11117
5	0.33445	0.06414	−0.47139	0.31716	0.08947	0.07566
10	0.30540	0.12479	−0.17403	0.30941	0.03525	0.06268
15	0.28931	0.24384	0.10715	0.32317	0.03132	−0.26708
20	0.28678	0.10713	0.28842	0.32626	0.07843	−0.39053
25	0.27950	0.06507	0.33620	0.30801	0.06762	−0.28237
30	0.28023	0.03339	0.33692	0.29047	0.00482	−0.14277
35	0.26073	0.02833	0.21354	0.25933	−0.01409	−0.05923
40	0.23626	0.06473	0.15269	0.22187	−0.02178	0.18909
45	0.20794	0.08705	0.06569	0.19241	0.01870	0.24773
50	0.17804	0.10620	0.00045	0.17244	0.04427	0.33679
55	0.15136	0.11305	−0.03731	0.15729	0.08201	0.34121
60	0.13217	0.09467	−0.10636	0.14282	0.08061	0.38290
65	0.12243	0.10809	−0.11214	0.12711	0.15756	0.26731
70	0.11457	0.14738	−0.22258	0.11815	0.24236	0.14442
75	0.10445	0.21037	−0.19631	0.11591	0.30138	0.09697
80	0.08878	0.30918	−0.38123	0.09772	0.50530	−0.13377

Tableau 7

CONTRIBUTION DES COMPOSANTES À L'EXPLICATION DES VARIATIONS DE MORTALITÉ PAR ÂGE

	Sexe masculin			*Sexe féminin*		
	Part de variation expliquée par			*Part de variation expliquée par*		
Age x	*Une composante*	*Deux composantes*	*Trois composantes*	*Une composante*	*Deux composantes*	*Trois composantes*
0	0.772	0.931	0.935	0.687	0.911	0.932
1	0.815	0.977	0.993	0.870	0.971	0.973
5	0.909	0.911	0.965	0.921	0.924	0.925
10	0.951	0.960	0.969	0.935	0.936	0.937
15	0.914	0.950	0.954	0.974	0.974	0.986
20	0.940	0.947	0.975	0.967	0.969	0.994
25	0.946	0.949	0.990	0.974	0.976	0.991
30	0.933	0.934	0.974	0.982	0.982	0.986
35	0.959	0.960	0.979	0.985	0.986	0.986
40	0.962	0.966	0.978	0.962	0.962	0.975
45	0.964	0.974	0.976	0.954	0.954	0.982
50	0.933	0.951	0.951	0.913	0.915	0.976
55	0.934	0.963	0.964	0.898	0.908	0.982
60	0.884	0.909	0.926	0.866	0.878	0.987
65	0.870	0.907	0.929	0.843	0.897	0.962
70	0.763	0.831	0.918	0.789	0.928	0.949
75	0.700	0.854	0.928	0.725	0.931	0.940
80	0.386	0.641	0.854	0.412	0.874	0.887
Tous âges combinés ...	0.892	0.940	0.967	0.913	0.952	0.968

sans distinction de faisceau. Le chapitre III ci-après décrit en détail les caractéristiques des divers schémas.

Le tableau 6 présente les vecteurs des trois premières composantes principales, par sexe. Comme il fallait s'y attendre, la première composante principale informe la structure par âge de l'évolution de la mortalité. Selon cette composante, à mesure que la mortalité diminue, cette baisse est plus marquée durant les années d'enfance et progressivement moindre avec l'âge. Durant la première enfance, la baisse est un peu plus faible que durant l'enfance proprement dite, les taux étant analogues à ceux qu'on observe vers la fin de l'âge mûr. Quand on parle ici de "schéma de variation de la mortalité", la variation dont il s'agit est bien entendu celle de la fonction du logit [${}_nq_x$] de la table de mortalité. Etant donné que, sauf aux valeurs très élevées de ${}_nq_x$, le logit [${}_nq_x$] est proche de la moitié des valeurs $\ell n\ {}_nq_x$, il est possible de penser que les éléments de la première composante représentent une variation proportionnelle des valeurs ${}_nq_x$.

La deuxième composante semble expliquer surtout la façon caractéristique dont le rapport entre la mortalité au-dessous de 5 ans et la mortalité au-dessus de 5 ans diffère d'une table de mortalité à l'autre, différences qui ne sont entièrement expliquées ni par l'accumulation initiale des schémas de mortalité en quatre faisceaux ni par le schéma de variation de la mortalité selon l'âge que décrit la première composante. La troisième composante semble agir sur la mortalité féminine aux âges fertiles et sur la mortalité masculine durant un groupe d'âges composite.

L'ensemble de tables types de mortalité que présente l'annexe I est un modèle à une composante, fondé sur les cinq schémas moyens (les quatre groupes distincts de schémas et le schéma général global) et sur le schéma de variation de la mortalité selon l'âge que définit la première composante principale. Comme il ressort du tableau 7, ce genre de modèle à une composante explique la majeure partie des différences constatées entre toutes les tables de base. En particulier, la proportion de la variation des valeurs du logit [${}_nq_x$] dans l'ensemble des données de base dont rend compte la première composante, une fois réalisé le groupage régional, est égale à 89 p. 100 des cas pour les hommes et à 91 p. 100 pour les femmes. Cependant, comme le montre clairement le tableau 7, la part de variation de la mortalité ainsi expliquée n'est pas identique pour tous les groupes d'âge. Cette part n'est supérieure à 90 p. 100 pour la mortalité masculine qu'entre les âges de 5 et 59 ans et pour la mortalité féminine qu'entre 5 et 54 ans. Les deuxième et troisième composantes expliquent dans l'ensemble une fraction supplémentaire de 5 et 3 p. 100 de variation, respectivement, pour les hommes et de 4 et 2 p. 100, respectivement, pour les femmes. Pour les deux sexes, si l'on prolonge au modèle la deuxième composante, la part de variation expliquée dépasse 90 p. 100 pour tous les groupes d'âges, à l'exception de quelques-uns des groupes très élevés.

Les modèles présentés à l'annexe I sont des modèles à une composante. Toutefois, on peut profiter de la disponibilité des deuxième et troisième composantes et de la part supplémentaire de variation qu'elles expliquent pour calculer des variantes des schémas types par âge. Ces possibilités sont examinées au chapitre IV ci-après.