

## **T ANALYSE SPATIO-TEMPORELLE D E LA MORTALITE INFANTILE EN ALGERIE**

Bedrouni Mohamed

### **Résumé :**

La majorité des auteurs s'accordent à considérer la mortalité infantile comme un indicateur sensible révélateur de la qualité de la vie, du niveau de santé, du niveau socio-économique et de la situation nutritionnelle. Mais cette approbation reste conditionnée par une mesure plus précise du phénomène. Or, dans le cas de l'Algérie, il semble que les niveaux annoncés sont de plus en plus contestés. La comparaison des estimations selon les différentes sources, État civil et enquêtes de santé, révèle des écarts considérables dans le sens d'une surestimation. La raison d'un tel écart est due probablement aux réajustements opérés sur les données brutes. Les taux de correction appliqués sont restés inchangés depuis 1981. En même temps, les enquêtes menées depuis cette date ont montré une nette amélioration de l'enregistrement des événements démographiques. Conscient du problème, l'Office national des statistiques a déjà procédé à une révision des taux de couverture sur la base des résultats du RGPH 1998 et l'enquête algérienne sur la santé de la famille de 2002. Ces taux n'ont pas été publiés à ce jour, et concerne seulement le niveau national.

L'originalité du présent travail est donc de fournir d'abord des estimations plus fiables de la mortalité infantile au niveau national et régional. Une région ici correspond à une wilaya. En second lieu, l'étude permet également de dégager quelques déterminants de la variabilité spatio-temporelle de la mortalité infantile et d'isoler l'impact de chacun d'eux.

### **Mots clés :**

Mortalité infantile, analyse spatiale, estimation indirectes, régression, analyse en composantes principales.

### **Abstract:**

Reputed as one of privileged measures reflecting life's quality, child mortality must be known correctly. However, in Algeria, it seems that official's estimations of this phenomenon are overestimated. Comparatively, Recent surveys are produced low levels. The purpose of this paper is to furnish reliable estimations at national and regional scale. The study is principally based on last census data (1998). Several quantitative techniques (correlation, principal's component analysis, and regression) are applied to find out relationship between measures of provincial (wilaya) socioeconomic development and child mortality.

## **INTRODUCTION:**

Toutes les opérations de collectes de données démographiques (enquêtes, recensements) ont révélé une amélioration progressive de la couverture des phénomènes démographiques en général et des décès en particulier ce qui permet de fournir des estimations plus plausibles. Cependant les résultats produits se limitent généralement à l'échelle nationale avec ce que cela sous-entend comme perte d'information. Ces sources ont certes mis en relief, entre autres, les écarts importants de mortalité infantile selon le milieu de résidence (Urbain-Rural) et parfois selon les grandes régions géographiques du pays mais sans toutefois tenter de descendre aux échelles géographiques plus fines (Wilaya, Daïra, commune). Il apparaît donc intéressant de s'interroger sur l'ampleur des disparités de mortalité infantile selon la wilaya de résidence; lesquelles disparités ne relèveraient pas du hasard mais devraient pouvoir s'expliquer par une approche causale au niveau contextuel. Pour le cas de la région d'Afrique sub-Saharienne des auteurs comme Dackam Ngatchou (1993), Akoto et Tabutin (1987) soutiennent que les ces grandes inégalités peuvent s'expliquer par un ensemble de facteurs géographiques et socio-économiques imbriqués.

Ce travail, qui se base principalement sur les données des deux derniers recensements, permettra d'aborder les différentiels de mortalité infantile à une échelle relativement désagrégée et opérationnelle (la wilaya); ce qui est particulièrement rare (voire inexistant) en Algérie.

Après avoir proposé un cadre conceptuel, on procèdera à quelques rappels sur les niveaux et tendances de la mortalité infantile en Algérie pour permettre une meilleure compréhension du phénomène. Par la suite, on analysera dans un premier temps les différentiels régionaux des risques de décès d'enfants à partir des décès observés lors du troisième recensement de l'Algérie indépendante de mars 1987. Afin de vérifier si *la* carte de mortalité infantile de l'Algérie est restée invariante dans l'espace et dans le temps une autre analyse est réalisée en se servant cette fois des données du tout dernier recensement général de la population et de l'habitat de juin 1998.

### **§1. Cadre conceptuel:**

Sachant que les différences régionales de mortalité (générale et/ou infantile) dans un pays ne peuvent pas être dues au simple hasard. Plusieurs types de variables explicatives sont envisageables, à savoir les variables individuelles et les variables contextuelles. Pour mener une bonne analyse différentielle, il est certes préférable de poursuivre une approche multi-niveaux qui utilise à la fois des variables individuelles et contextuelles. Ceci se justifie par le fait que l'état de santé d'un individu résulte aussi bien de sa propre histoire de vie que de l'influence des situations collectives de risque. Malheureusement, le manque de données contraint souvent les chercheurs à se limiter à l'approche écologique.

Pour argumenter les inégalités spatiales de mortalité, on recourt souvent en premier aux indicateurs qui reflètent les dimensions économiques, en raison de leur disponibilité sur le plan contextuel sachant que ces derniers ne sont pas toujours suffisants pour expliquer les inégalités observées. L'examen des rapports mondiaux sur la population et le développement, publiés régulièrement par les nations unies montre l'existence de pays à faible niveau de développement économique qui ont réussi à atteindre des niveaux d'espérance de vie proches de ceux des pays développés. Sur la même lancée Tabutin (1986) relativise l'importance des variables économiques dans les processus contemporains de transition de la mortalité. D'un autre côté Lopez Rios et Wunsch (1991) soutiennent que les facteurs économiques induisent des variables intermédiaires qui influent à leur tour sur les risques de décès. Ils distinguent ainsi deux variables intermédiaires à savoir le développement social et le système de soins de santé. Les deux auteurs considéraient que ces deux variables intermédiaires et interdépendantes déterminent

le niveau de la mortalité. C'est d'ailleurs ce même schéma causal qu'on a préféré adopter pour la réalisation du présent article, auquel on ajoutera quelques variables démographiques. Ainsi une batterie d'indicateurs, rendus disponibles seront utiliser pour pouvoir expliquer les différentiels constatés et leurs évolutions temporelles.

Pour la présente étude, les régions de résidence sont les wilayas, car les données disponibles ne permettent pas de descendre à un niveau plus fin. La variable dépendante ou à expliquée sera appréciée par le quotient de mortalité infantile tandis que les niveaux de développement socioculturel et sanitaire seront appréciés à travers plusieurs indicateurs qui figurent dans le tableau qui suit :

Tableau N°1: Les variables explicatives ou indépendantes utilisées dans l'analyse régionale.

<b>Urbanisation</b>	<b>Activité économique :</b>
Taux d'urbanisation.	Taux global de Chômage .
Taux annuel d'accroissement des agglomérations urbaines	Taux de Chômage chez les Femmes.
	Proportion des occupés hors agriculture
	Proportion femmes occupées hors agriculture
<b>Démographiques :</b>	<b>Caractéristiques du logement :</b>
Fécondité générale .	Prop des logements raccordés à l'AEP
Age moyen au premier mariage.	Prop des logements raccordés au réseau électrique
Différence d'âge moyen au premier mariage entre sexe.	Prop des logements disposant d'un wc
Taux annuel d'accroissement global	
<b>Educatives :</b>	<b>caractéristiques sanitaires :</b>
Taux d'analphabétisme chez femmes	Nombre d'habitants par médecin.
Rapport femmes hommes alphabétisés	densité lit corrigée par la superficie
Taux de Scolarisation des filles âgées de 6 à 14 ans.	
Rapport entre Taux de Scolarisation des filles et garçons âgés de 6 à 14	
Proportion des femmes de niveau Primaire	
Proportion des femmes de niveau Moyen.	
Proportion des femmes de niveau Secondaire et plus	

## §2. Évolution nationale de la mortalité Infantile:

Pour évaluer l'état sanitaire d'un pays les organismes tels que l'organisation mondiale de la santé OMS et l'UNICEF recourent à ces deux indicateurs. Le premier concerne les enfants de 0 à un an (*taux de mortalité infantile*), le second, les enfants de 0 à 5 ans (TMM5) *taux de mortalité des moins de 5 ans*. Ces indicateurs ne représentent pas seulement des mesures des nombres de décès des tranches d'âges concernées, au cours d'une année, mais ils sont aussi révélateurs de la qualité de la vie, en ce sens qu'ils caractérisent plusieurs aspects de la vie d'un pays, tels que le revenu et le niveau d'instruction des parents, la situation nutritionnelle et l'incidence des maladies, l'accès à l'eau potable, l'efficacité des services de santé, la santé elle-même et enfin le statut de la femme.

Le (TMI) taux de mortalité infantile se révèle comme l'indicateur le plus significatif puisque près de 9 enfants sur 10 concernés par la mortalité infanto-juvénile meurent avant un an. Les taux annoncés sont souvent sujets à caution. Des différences souvent importantes existent selon les méthodes de calcul. Les corrections entreprises avant 1998 étaient effectuées sur la base de taux de couverture par sexe qui datent depuis l'année 1981.

En 2002, l'ONS a procédé à une révision des taux de couverture sur la base des résultats du RGPH de 1998 et de l'enquête algérienne sur la santé. La nouvelle rectification a concerné les taux de mortalité depuis 1990. Quoiqu'il en soit, la mortalité infantile a évolué de manière significative depuis 1962. A l'indépendance, le TMI était approximativement supérieur à 170 ‰. Il enregistre une baisse de près de moitié entre les deux recensements de 1966 et 1987, passant respectivement de 132,2 pour mille à 64,4 pour mille.

La crise économique provoquée par le retournement à la baisse du prix des hydrocarbures en 1986 a gravement affecté le niveau de vie de la population et a pesé lourdement, sur les secteurs sociaux, entre autres, sur les dépenses publiques de santé. Pourtant la mortalité infantile a continué de baisser.

**Tableau N° 02: Évolution du taux de mortalité infantile (en p.1000) de 1970 à 2003.**

Année	Taux de mortalité infantile en p.1000		
	Garçons	Filles	Ensemble
1970	142,0	141,0	141,5
1989	61,9	55,4	58,8
1992*	50,8	36,7	43,7
1998	38,7	36,0	37,4
1999	40,2	38,6	39,4
2000	38,4	35,3	36,9
2001	38,9	35,9	37,5
2002**	33,7	28,6	31,2
2003	34,6	30,3	32,5
2004	32,2	28,5	30,4

Sources : - ONS. - (\*) Rapport principal, EASME, 1992. - (\*\*) Rapport principal, PAPFAM, 2002, p. 38.

Après une réduction lente entre 1981 (84,7 pour mille) et 1984 (81,4 pour mille), une chute brutale s'est produite entre 1985 (78,3 pour mille) et 1989 (57,1 pour mille). Cette baisse était concomitante de la période de lancement du premier programme national de lutte contre la mortalité infantile initié en 1983. Ce mouvement de baisse s'est prolongé ensuite mais à une allure modérée. Le taux passe ainsi de 43,7 ‰ lors de l'enquête EASME de 1992 à 31,1 ‰ en 2002 (enquête PAPFAM), un niveau qui demeure toutefois élevé -malgré l'ampleur de la chute enregistrée-comparativement à celui des pays développés qui se situe autour de 6 à 8 ‰. On doit noter toutefois que ce déclin est lié entre autres à l'amélioration des conditions de vie de la population et également à la mise en oeuvre du programme national de lutte contre la mortalité infantile, qui englobe un ensemble de sous programmes tels que celui relatif à la vaccination.

De même, la baisse constatée a eu également des conséquences sur la structure totale des décès; la part qui revenait aux décès infantiles a régressé considérablement passant de près de 44 % en 1970 à 17 % en 2002.

### **§3. Disparités des niveaux de mortalité infantile:**

#### **3.1 Disparité chronologique :**

La répartition suivante dévoile à quel point l'étude des composantes chronologiques de la mortalité infantile est particulièrement révélatrice.

- **La mortalité péri-natale :** Elle est composée des morts nés et des morts de la première semaine. Les mort-nés : Ils sont comptabilisés à part et représentent 1,3 à 2 % des naissances vivantes. Il faut souligner également que pour des raisons de commodité administrative certains nouveau-nés, ayant vécu quelques heures, sont déclarés morts-nés ce qui fausse les évaluations.

- **La mortalité néo-natale:** Elle concerne les décès des 30 premiers jours de vie. Sa part dans la mortalité infantile est en augmentation. On passe ainsi d'une proportion de l'ordre de 49,0 % en 1992 à 65,7 % en 2002.( Tableau 03). Ces résultats sont dus probablement aux « efforts déployés dans le domaine de la santé infantile axés principalement sur la réduction des causes exogènes telles que les maladies infectieuses, les conditions d'hygiène et l'alimentation» (EASF,2002, rapport principal, p 39).

Tableau N 03 : Évolution des composantes de la mortalité infantile selon les différentes enquêtes

Composantes	EASME 1992			EASF 2002		
	Masculin	Féminin	Ensemble	Masculin	Féminin	Ensemble
Mortalité infantile (0Q1)	50,8 (100 )	36,7 (100)	43,7 (100)	33,7 (100)	28,6 (100)	31,2(100)
Mortalité néonatale	25,9 (51,0)	18,4 (50,1)	22,1 (50,6)	23,5 (69,7)	17,4 (60,8)	20,5 (65,7)
Mortalité post-néonatale	24,9 (49,0)	18,3 (49,9)	21,6 (49,4)	10,2 (30,3)	11,2 (39,2)	10,7 (34,3)

NB: Les chiffres entre parenthèses représentent les proportions respectives des composantes de la mortalité infantile en %

Quant aux décès qui se produisent pendant les sept premiers jours de la vie, c'est à dire la mortalité néo-natale précoce, leur niveau demeure également élevé. En 1995 leur part représentait 67,9 % des décès du premier mois, soit le tiers de la mortalité infantile. Les nouveau-nés sont très menacés pendant cette période postnatale. Plusieurs facteurs s'associent pour les rendre plus vulnérables, naissance prématurée, fragilisation suite à une souffrance fœtale, (traumatisme dû aux mauvaises conditions d'accouchement), négligence durant les premiers jours de la vie, victime du manque de matériels, de médicaments et de qualification du personnel qui devrait s'occuper de l'accouchement dans toutes ces phases. D'après les praticiens de la santé il suffit de réunir quelques conditions simples pour réaliser une réduction substantielle de la mortalité infantile. Pour cela ils conseillent un bon suivi qui couvre la période prénatal pour éviter les morts 'in utero', celle du travail de l'accouchement et même au cours de la première semaine post-partum.

### 3.2 Disparité selon le sexe et le milieu de résidence:

#### 3.2.1 Mortalité infantile selon le sexe :

Bien que le rapport entre les naissances masculines et féminines (sex-ratio) soit toujours favorable aux garçons ( 1,03 en 2000) les différentes enquêtes réalisées révèlent une surmortalité masculine sur la période infantile. Cependant, l'écart entre les deux sexes tend tout de même à se resserrer. On passe ainsi d'une différence de 14 points en 1992 à un écart de 05 points en 2002.

Tableau N° 04: Évolution de la mortalité infantile selon le sexe et le milieu de résidence.

Strate et sexe	Mortalité infantile Iq0			
	1970*	EASME 1992	EDG 2000**	EASF 2002
Urbain	122,4	31,8	33 (1994,0)	29,7
Rural	150,0	53,1	44 (1993,6)	33,0
Fille		36,7	35 (1993,8)	28,6
Garçon		50,8	42 (1993,5)	33,7
Ensemble	141,5	43,7	39 (1993,7)	31,2

(\*) Enquête statistique nationale ( à passages répétés 1969-1971).

(\*\*) Estimation indirecte selon la méthode de trussell, modèle de Coal- Démeny, les chiffres entre parenthèses correspondent à la date de référence des estimations.

### 3.2.2 Mortalité infantile selon le milieu de résidence:

Les résultats des quatre enquêtes figurant au tableau ci-après attestent d'une réduction des écarts selon le milieu de résidence. Ainsi, on passe d'une différence, en faveur du milieu urbain, de l'ordre de près de 28 points en 1970 à 21 points en 1992, pour se situer en fin à trois points en 2002. Cette diminution généralisée de la mortalité infantile est due entre autres aux progrès en matière de prévention sanitaire et de la médication et également à l'amélioration du niveau socioculturel et économique de la population. L'atténuation du contraste qui existait entre les différentes régions a été le fruit de l'intensification des programmes nationaux de protection de la santé des mères et des enfants, qui ciblent les zones défavorisées tout particulièrement.

### 3.2.3 Mortalité infantile selon les grandes régions géographiques:

Les niveaux des quotients de mortalité peuvent également exprimer, le degré d'implantation des soins de santé dans chaque région ainsi que leur accessibilité.

**Tableau N° 05 : Taux de mortalité infantile selon les grandes régions du pays.**

		Ensemble	EST	Centre	Ouest	Sud
EASME 1992	Infantile	43,7	47,96	35,54	40,00	49,51
EDG 2000	Infantile	39 (1993,7)	37(1993,5)	30(1993,2)	51(1994,2)	38(1994,5)

Source : Reconstituée à partir des données EDG. Estimation indirecte selon la méthode de trussell, modèle de Coal-Démény, les chiffres entre parenthèses correspondent à la date de référence des estimations.

En se référant aux données des enquêtes EASME (1992) et EDS (2000), on se rend compte que la région centre paraît la mieux avantagée, son quotient de mortalité infantile est le moins élevé (35,5‰ en 1992 et 30‰ à l'EDS). En 1992, les risques de décès infantiles paraissent beaucoup plus élevés aux Sud et à l'Est. L'EDS révèle par contre un classement différent qui distingue nettement la région Ouest (51 ‰) et rapproche les régions Sud et Est. La ressemblance des niveaux de ces deux dernières régions est due à un biais de sondage, puisque pour la région sud, seuls les ménages du milieu urbain ont été enquêtés au cours de cette enquête.

### 3.3 Facteurs environnementaux et mortalité infantile:

On s'intéresse ici à l'impact des facteurs environnementaux sur le niveau de mortalité infantile. Ces derniers sont supposés représenter les principales causes des disparités régionales ou par strate géographique en ce qui concerne l'état de santé. Le rôle de ces éléments se manifeste notamment à travers l'état des logements, des commodités et des comportements préventifs des ménages.

**Tableau 06 : Caractéristiques environnementales et mortalité infantile.**

	1992	2002
Type de logement		
Appartement	-	21,5
Maison individuelle	-	30,2
Maison traditionnelle	-	40,4
Source d'approvisionnement en AEP		
Réseau	51,6	29,8
Autre	60,2	39,9
Mode d'évacuation des eaux usées		
Relié	50,5	29,4
Non relié	63,3	42,2
Mode d'évacuation des ordures ménagères		
Collecteurs d'ordures	-	24,2
Déposées dans un endroit spécial	-	31,2
Autre	-	38,6
Ensemble	53,8	33,1

- Les niveaux de mortalité infantile figurant au tableau sont calculés sur les 10 dernières années précédant l'enquête 1992 et les 8 dernières années concernant celle de 2002.

En fonction des résultats disponibles, quatre facteurs ont été retenus pour traiter ce point. Il s'agit du type de logement, la source d'approvisionnement en eau potable, les modes d'évacuation des déchets ménagers. Selon le type d'habitat, la mesure de la mortalité des enfants traduit, en effet, des données en faveur des enfants issus des ménages logés dans des appartements. Leur quotient de mortalité (0Q1) s'établit à 21,5 ‰ contre 40,4 ‰ chez les enfants habitants des maisons traditionnelles.

En ce qui concerne le lien entre le niveau de mortalité infantile et l'existence ou non des commodités du logement, on peut remarquer à travers les données du tableau 06 l'impact important de ces éléments sur les chances de survie des enfants. En 2002, le fait d'approvisionner les ménages en AEP par le biais du réseau d'adduction permet de baisser le quotient de mortalité infantile de près de 10 points. De même que le raccordement des habitations au réseau d'assainissement réduit également le niveau de mortalité de près de 13 points.

S'agissant maintenant du comportement des ménages vis-à-vis de la manière d'évacuation de leurs ordures ménagères, le même tableau révèle que plus le mode d'évacuation est adéquat plus on améliore les chances de survie des enfants âgés de moins d'un an. Le fait de se débarrasser des ordures à travers les collecteurs destinés à cette mission nous permet de faire baisser le quotient de mortalité infantile de plus de 14 points.

#### **§4. Disparités spatio-temporelles de mortalité infantile:**

##### **4.1 L'ESTIMATION DES NIVEAUX RÉGIONAUX DE MORTALITÉ INFANTILE:**

En se rapportant à la revue de la littérature, on s'aperçoit que parmi les recherches relatives au contexte algérien, la plupart ont insisté sur la variation du niveau de la mortalité selon temps et la localisation géographique. Ainsi, une analyse spatio-temporelle portant sur des unités géographiques telles que les wilayas pourrait apporter une meilleure compréhension de la mortalité algérienne. Les principales sources de données utilisées sont les deux recensements les plus récents (recensement de 1987 et 1998). Ce sont d'ailleurs les seules sources qui permettent de descendre à une échelle géographique plus fine comme la wilaya.

Sachant que le questionnaire du recensement comporte deux questions relatives aux naissances vivantes et celles encore en vie, mises au monde par les femmes enquêtées, des estimations à l'aide de méthodes indirectes sont donc possibles. Deux méthodes ont été appliquées. La première est celle de William Brass. La seconde est celle proposée par James Trussell, fondée également sur la même théorie générale de Brass, mais se sert de multiplicateurs différents. Leur application donne l'estimation de la survie ( $S(i)$ ) des enfants selon le groupe d'âge des mères. Ces proportions de survivants permettent d'estimer la mortalité des enfants avant l'âge de 2 ans ( $q_2$ ), de 3 ans ( $q_3$ ) ou 5 ans ( $q_5$ ). Dans un but exploratoire et de comparaison les quatre modèles régionaux de Coale et Demeny ont été utilisés. Ainsi, on a procédé à différentes estimations pour sélectionner les niveaux les plus plausibles. Ces estimations diffèrent selon la méthode de survie appliquée (BRASS, TRUSSELL), les groupes d'âges des femmes utilisés dans l'estimation ( $I_2$  20-24 ans,  $I_3$  25-29, et  $I_5$  30-34) et enfin le schéma de mortalité utilisé (un des quatre modèles régionaux de Coale et Demeny).

L'examen minutieux des résultats obtenus et leur comparaison avec d'autres sources plus crédibles (les enquêtes démographiques de 1986 et 1992) nous a amené à opérer des choix concernant la méthode à retenir, les modèles régionaux correspondants aux deux dates considérées (1987 et 1998), et l'indicateur '1?' correspondant au groupe d'âge de la mère.

**Tableau N°7 : Estimation et actualisation des quotients de mortalité infantile (%), par wilaya et par strate. RGPH 1987 et 1998.**

Entité administrative	IQ0 calculé						IQ0 Extrapolé					
	modèle SUD RGPH87-1981			modèle OUEST RGPH98-1992			1987			1998		
	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural
ALGERIE	92	84	99	47	42	53	64	58	70	33	29	38
ADRAR	111	100	115	64	42	70	82	62	88	47	26	53
Chlef	103	97	106	49	42	54	69	61	73	33	27	37
LAGHOUAT	74	65	85	46	42	49	57	51	63	35	33	36
oum el bouagui	92	88	97	46	44	49	63	60	67	32	30	34
Batna	92	86	99	44	40	49	62	57	67	29	26	33
Bejaia	98	86	103	55	47	59	72	62	76	40	34	44
Biskra	89	84	96	44	41	47	61	57	65	30	28	32
Bechar	89	86	100	45	42	53	61	58	71	31	28	37
Blida	70	63	81	35	34	39	48	45	54	24	24	26
Bouira	89	73	92	46	40	48	62	53	65	32	29	34
Tamanrasset	90	87	92	64	58	77	75	70	83	53	46	70
Tebessa	99	96	105	50	49	52	68	67	72	34	34	35
Tlemcen	92	86	95	43	39	49	61	56	66	28	25	34
Tiaret	106	107	105	50	47	56	70	68	75	33	30	40
Tizi-ouzou	75	68	78	39	37	40	52	49	54	27	27	28
Alger	59	59	68	34	33	39	44	43	50	25	24	29
Djelfa	98	96	104	50	50	49	68	67	69	35	35	33
Jijel	98	91	100	51	43	57	69	60	74	36	29	42
Setif	93	74	99	50	39	55	66	52	72	36	28	40
Saida	105	99	110	50	47	56	70	66	76	33	31	39
Skikda	89	77	96	46	42	50	62	55	67	32	30	35
Sidi-Bel-Abbes	93	87	97	46	41	55	63	58	71	31	27	40
Annaba	91	91	89	44	41	53	61	59	67	30	27	40
Guelma	99	90	108	50	46	54	68	62	74	34	32	37
Constantine	81	81	81	41	39	44	56	54	58	28	26	32
Medea	89	74	93	42	36	45	59	50	63	28	24	30
Mostaganem	110	89	119	66	46	74	83	62	92	50	32	57
M'sila	93	84	97	44	42	47	62	58	65	29	29	32
Mascara	115	101	120	62	50	73	82	69	92	44	34	56
Ouargla	84	74	97	48	44	56	62	56	72	35	33	42
Oran	91	89	105	40	39	48	58	57	69	26	25	31
El-Bayadh	110	108	113	57	54	61	77	74	81	40	37	44
ILLIZI	103	94	108	57	45	62	75	63	80	41	30	46
B-B-ARRERIDJ	99	94	101	48	41	54	67	60	72	32	26	38
Boumerdes	81	81	81	38	35	40	54	51	55	25	22	27
El-Taref	90	93	88	46	43	49	62	61	64	32	28	36
Tindouf	90	85	122	47	43	91	63	59	104	33	30	78
Tissemsilt	98	94	99	50	46	54	68	64	71	35	31	39
El-Oued	102	97	107	47	43	54	67	62	74	31	28	37
KHENCHLA	105	98	111	50	49	51	70	67	73	33	34	33
SOUK-AHRAS	98	100	97	46	41	50	65	61	68	30	25	35
TIPAZA	79	70	86	39	36	43	54	49	59	27	25	29
MILA	93	84	96	51	45	56	67	60	72	37	32	42
AIN-DEFLA	100	87	103	47	40	52	66	57	71	31	26	36
NAAMA	95	93	101	49	47	55	66	64	73	34	32	39
AIN-TEMOUCH	93	92	94	42	40	46	60	58	64	27	25	31
GHARDAIA	93	92	133	49	49	48	66	65	76	35	35	28
Relizane	106	96	111	64	54	71	80	70	87	49	39	56

La sensibilité du choix de l'estimateur '1' nous a conduit à privilégier le groupe d'âges 30-34 ans. En plus de l'effet modéré des oublis, ce choix a plusieurs avantages. Le premier est dû au fait qu'en Algérie les naissances de l'année sont rattachées en particulier aux femmes âgées entre 25-29 ans et 30-34 ans. A titre d'exemple, le recensement de 1998 montre que ces deux groupes accusent respectivement de 28,5 % et 26,4% des naissances de l'année précédente. Le second avantage est de pouvoir 'éviter' l'effet perturbateur lié à la sélection des groupes d'âges les plus jeunes. En effet, La présence considérable de naissances de premier rang chez les femmes âgées entre de 20-24 ans et 25-29 ans risque d'entacher l'estimation, en surestimant la mortalité infantile.

D'autre part, il convient de préciser que les estimations du IQ0 obtenus portent sur une date de référence plus ancienne. Elles sont donc valides environ cinq ans auparavant. Pour notre cas, les valeurs obtenues des deux recensements de 1987 et 1998 se réfèrent plutôt respectivement aux années 1981 et 1992. Par conséquent, il était indispensable de procéder à une actualisation des quotients de mortalité infantile, calculés à l'aide de l'estimateur '1<sub>5</sub>'. L'ajustement proposé repose sur un modèle de régression linéaire des logarithmes népériens des quotients. On s'est donc servi de ce modèle pour réaliser une interpolation pour 1987 puis une extrapolation pour 1998. Cette technique permet de tenir compte simultanément de l'inertie des phénomènes démographiques et de la dynamique propre à chaque entité administrative (wilaya).

#### **4.2 Différences spatiales de la mortalité infantile en Algérie:**

Malgré l'importante baisse enregistrée au cours de la période étudiée, le tableau 7 présenté précédemment, indique que le niveau de mortalité infantile demeure relativement élevé. On est passé ainsi, de 64 décès parmi 1000 naissances vivantes en 1987<sup>1</sup> à un quotient de 33 ‰ en 1998<sup>2</sup>. A la même date, chez les pays développés, la valeur de cet indice ne dépassait pas les 7 ‰ soit le 1/5 du niveau atteint en Algérie. Il convient de signaler d'autre part que ces deux valeurs mesurées à l'échelle nationale ne sont en fait que des moyennes qui masquent la réalité. La situation est en effet beaucoup plus critique et plus contrastée quand on distingue le niveau du phénomène selon la wilaya et le milieu de résidence. La situation s'est certes améliorée entre 1987 et 1998 mais il reste beaucoup à faire pour atteindre des niveaux qui correspondent aux potentialités d'un pays comme le nôtre.

Pour mieux appréhender les différences entre les quarante-huit (48) wilayas du pays on a opté pour une représentation cartographique des niveaux de mortalité infantile. Pour chacun des deux recensements on a élaboré une carte. La lecture des cartes permet de distinguer quatre strates en fonction du niveau de mortalité infantile. En 1987 ces strates se présentent comme suit :

- Le groupe des wilayas à mortalité infantile très élevée à partir de 75 ‰ et plus.
- Les wilayas à mortalité élevée avec un niveau qui oscille entre 65 et 74 ‰.
- La classe des wilayas à mortalité modérée variant de 55 et 64 ‰.
- Les wilayas à mortalité relativement basse dont le niveau est situé à moins de 55%.

Ainsi on remarque que la première catégorie est composée de sept (07) wilayas, la plupart d'entre elles sont situées à l'intérieur du pays (trois à l'extrême sud). La seule wilaya du littoral qui représente en fait une exception est Mostaganem. Elle s'empare d'ailleurs du niveau le plus élevé de mortalité infantile qui se situe à 83‰. Par contre, le second et le troisième groupes accumulent des effectifs plus importants. Chacun d'eux est composé de 18 wilayas. Le dernier groupe est composé quant à lui de

---

<sup>1</sup> Selon le rapport principal de l'EASME 1992 (page 32), la même valeur a été obtenue pour l'année 1988 en utilisant Mortpack-Lite, la méthode de trussell et le modèle Sud.

<sup>2</sup> L'enquête EASF réalisée en 2002, donne un taux de l'ordre de 34,3 ‰ pour la période 1995-1999.

cinq wilayas. Elles sont toutes situées autour de la capitale. Ce sont d'ailleurs les wilayas les mieux loties sur les plans économique sociale et culturel.

#### 4.3 Analyse des disparités régionales de la mortalité infantile en 1998:

Depuis 1987, la situation en ce qui concerne la mortalité en général s'est nettement améliorée malgré les difficultés (économiques, sociaux et sécuritaires) rencontrées par les Algériens, plus particulièrement pendant les années 90. Leur niveau de vie s'est détérioré considérablement avec l'appauvrissement d'une partie non négligeable de la population suite à l'extension du chômage, la baisse du pouvoir d'achat dû notamment à la dévaluation du Dinar et la libéralisation des prix des produits qui étaient soutenus par l'État. Nonobstant toutes ces contrariétés l'indice de mortalité infantile a continué sa baisse à travers tout le territoire mais à des rythmes assez différenciés. A titre d'exemple les valeurs extrêmes ont beaucoup régressé. En 1987, le niveau minimum se situait à 43 ‰ en milieu urbain de la wilaya d'Alger alors que le maximum a été observé en milieu rural de Tindouf avec 104 ‰, soit un écart absolu de l'ordre de 62 ‰. Onze ans après, en 1998 ces valeurs oscillaient entre 22 ‰ à Boumerdes (strate urbaine) et 78 ‰ à Tindouf (milieu rural), soit une amplitude qui correspond à 56 ‰. Au cours de cette période la répartition des wilayas par rapport à la moyenne nationale a subi également un important changement. L'effectif des wilayas dont le niveau de mortalité infantile dépasse la moyenne nationale a diminué que ce soit pour le milieu urbain ou le rural. Si en 1987 la proportion de ces wilayas représentait un peu plus de 52 %, en 1998 elle représentait moins de 46 %.

**Tableau N°8 : Répartition des wilayas par rapport à la moyenne nationale.**

Année Niveau	1987			1998		
	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural
> Moyenne nationale	25	27	27	19	22	19
<= Moyenne nationale	23	21	21	29	26	29
Total	48	48	48	48	48	48

En raison de la diminution importante et généralisée de mortalité infantile, la segmentation qu'on avait adopté pour les niveaux de 1987 ne paraît pas adéquate pour représenter la situation de 1998. Pour cela, une autre stratification a été adoptée pour hiérarchiser les niveaux.

**Tableau N°9 : Répartition des wilayas selon la strate de mortalité en 1987 et 1998.**

RGPH 1987				GPH 1998			
75 et +	65-75	55-65	Moins de 55	45 et +	35-45	28-35	Moins de 28
Mostaganem 83	Bejaia 72	Sidi-Bel-Abbes 63	TIPAZA 54	Tamanrasset 46	GHARDAIA 35	SETIF 28	ANNABA 27
ADRAR 82	Tiaret 70	Tindouf 63	Boumerdes 54		DJELFA 35	EL OUED 28	TIZI OUZOU 27
Mascara 82	Saida 70	O.el bouagui 63	Tizi-ouzou 52		EL BAYAD 37	BISKRA 28	CHLEF 27
Relizane 80	KHENCHLA 70	El-Taref 62	Blida 48		RELIZANE 39	EL TARF 28	SIDI BELABES 27
El-Bayadh 77	Chlef 69	Bouira 62	Alger 44			BECHAR 28	B.B.ARRERIDJ 26
Tamanrasset 75	Jijel 69	Skikda 62				JIJEL 29	ADRAR 26
ILLIZI 75	Tebessa 68	Ouargla 62				M SILA 29	CONSTANTINE 26
	Guelma 68	M'sila 62				BOUIRA 29	AIN DEFLA 26
	Djelfa 68	Batna 62				TINDOUF 30	BATNA 26
	Tissemsilt 68	Bechar 61				TIARET 30	ORAN 25
	MILA 67	Annaba 61				ILLIZI 30	TIPAZA 25
	El-Oued 67	Tlemcen 61				O.EL BOUAG 30	SOUK AHRAS 25
	B-B-ARRERIDJ 67	Biskra 61				SKIKDA 30	TLEMCEEN 25
	Setif 66	AIN-TEMOU 60				TISSEMSILT 31	A.TEMOUCH 25
	AIN-DEFLA 66	Medea 59				SAIDA 31	ALGER 24
	NAAMA 66	Oran 58				GUELMA 32	BLIDA 24
	GHARDAIA 66	LAGHOUAT 57				MILA 32	MEDEA 24
	SOUK-AHRAS 65	Constantine 56				MOSTAG 32	BOUMERDES 22
						NAAMA 32	
						LAGHOUAT 33	
						OUARGLA 33	
						KHENCHELA 34	
						BEJAIA 34	
						TEBESSA 34	
						MASCARA 34	

La nouvelle segmentation (Tableau N°9) est composée également de quatre strates constituées respectivement de 04, 12, 25, et 07 wilayas et se présentent comme suit :

- Le groupe des wilayas à mortalité infantile élevée à partir de 45 ‰ et plus.
- Les wilayas à mortalité modérée dont le niveau varie de 35 à 44 ‰.
- La classe des wilayas à mortalité relativement basse variant de 28 à 34 ‰.
- Les wilayas à mortalité basse dont le niveau est situé à moins de 28 ‰.

A la lumière du tableau N°10 on constate que l'urbanisation continue de jouer un rôle discriminatoire prépondérant. Ainsi lorsqu'on passe du milieu urbain vers le milieu rural l'effectif des wilayas de niveau de mortalité infantile élevé ou modéré sextuple (5 wilayas contre 30). A l'inverse, le nombre de wilayas caractérisées par une mortalité basse (moins de 28 ‰) enregistre plutôt une forte diminution. Il passe ainsi de 18 wilayas à deux seulement. Ce constat semble plausible puisque c'est la strate urbaine qui cumule généralement le maximum d'avantages culturels économiques et sociaux. Ces derniers exercent des effets réducteurs sur la mortalité infantile en éliminant quelques facteurs de risque et en limitant l'influence des autres.

**Tableau N° 10 : Classification des wilayas selon le milieu et le niveau de mortalité infantile en 1998.**

Urbain 1998				RURAL 1998			
45 et +	35-45	28-35	Moins de 28	45 et +	35-45	28-35	Moins de 28
Tamanrasset 46	GHARDAIA 35 DJELFA 35 EL BAYAD 37 RELIZANE 39	SETIF 28 EL OUED 28 BISKRA 28 EL TARF 28 BECHAR 28 JIJEL 29 M SILA 29 BOUIRA 29 TINDOUF 30 TIARET 30 ILLIZI 30 O.EL BOUAG 30 SKIKDA 30 TISSEMSILT 31 SAIDA 31 GUELMA 32 MILA 32 MOSTAG 32 NAAMA 32 LAGHOUAT 33 OUARGLA 33 KHENCHELA 34 BEJAIA 34 TEBESSA 34 MASCARA 34	ANNABA 27 TIZI OUZOU 27 CHLEF 27 SIDI BELABES 27 B.B.ARRERIDJ 26 ADRAR 26 CONSTANTINE 26 AIN DEFLA 26 BATNA 26 ORAN 25 TIPAZA 25 SOUK AHRAS 25 TLEMCEM 25 A.TEMOUCH 25 ALGER 24 BLIDA 24 MEDEA 24 BOUMERDES 22	Tindouf 78 Taman 70 Mostaganem 57 Mascara 56 Relizane 56 ADRAR 53 ILLIZI 46	S-AHRAS 35 Skikda 35 Tebessa 35 El-Taref 36 AIN-DEFLA 36 LAGHOUAT 36 Guelma 37 El-Oued 37 Chlef 37 Bechar 37 B-B-ARRER 38 Saida 39 Tissemsilt 39 NAAMA 39 Tiaret 40 Setif 40 Annaba 40 S.Bel-Abbes 40 Ouargla 42 MILA 42 Jijel 42 Bejaia 44 El-Bayadh 44	GHARDAIA 28 Tizi-ouzou 28 Alger 29 TIPAZA 29 Medea 30 ATEMOUCH 31 Oran 31 Constantine 32 M'sila 32 Biskra 32 Djelfa 33 KHENCHLA 33 Batna 33 Bouira 34 o.el bouagui 34 Tlemcen 34	Boumerdes 27 Blida 26

Pour montrer l'incidence de la mortalité infantile au niveau wilaya (départemental) sans que la répartition de la population de la wilaya par milieu n'intervienne, il faut souvent procéder au calcul de taux comparatifs<sup>1</sup>. Ceci permet de mettre en relief les variations intrinsèques de la mortalité infantile.

#### **4.4 L'autocorrélation spatiale :**

Avant de se lancer dans l'application des méthodes statistiques que nous allons aborder dans le prochain chapitre, il y'a lieu de vérifier au préalable l'existence ou non d'une autocorrélation spatiale entre les wilayas qui constituent dans notre cas les unités d'observation. La raison d'une telle

<sup>1</sup> Ils ne sont en fait que des moyennes pondérées des quotients par milieu. Les facteurs de pondération correspondent aux proportions de la population urbaine et rurale, enregistrées au niveau national lors des deux derniers recensements de 1987 et 1998.

précaution vient du fait que l'ensemble des méthodes statistiques comme le soulignent nombre d'auteurs (P.hagget, D.A.Griffith) sont basées sur l'hypothèse d'indépendance des observations. Pour se faire on a été amené à calculer les deux indices notoires dans ce domaine connus par l'indice de Moran et de R.Geary.

**Tableau N°11 : Valeurs des coefficients de Moran et R.Geary.**

indicateurs	Année	coefficient de Moran	coefficient de R.Geary
de niveaux	1987	0,34	0,57
	1998	0,33	0,57
de changement	1987-1998	0,18	0,68

Le tableau plus haut révèle une autocorrélation spatiale positive relativement faible qu'il s'agisse des indicateurs de niveau ou de changement. Elle est d'ailleurs beaucoup plus faible pour le dernier type d'indicateurs. Ceci dit, on peut conclure à une ressemblance relativement faible entre les wilayas voisines du point de vue du niveau de mortalité infantile ou de la variation relative (entre 1987 et 1998) de ce dernier. Par conséquent on peut supposer que l'impact (la surestimation) de cette autocorrélation sur les résultats notamment ceux des régressions n'est important.

### **§5. Analyse exploratoire des déterminants des variations régionales de la mortalité infantile :**

Nous avons pu remarquer à travers les sections précédentes l'ampleur des différences territoriales concernant le phénomène de mortalité infantile. Afin de tenter d'apporter des explications aux disparités relevées, nous avons identifié un certain nombre de facteurs démographiques, éducatifs, socio-professionnels que nous avons regroupé en plusieurs catégories. Pour mieux saisir la variabilité spatio-temporelle de la mortalité infantile, nous avons retenu deux types d'indicateurs. Le premier regroupe les indicateurs dites de niveaux. Ils permettent d'examiner et d'analyser la variabilité régionale de la mortalité infantile à un moment donné (années 1980 et années 1990). Par contre, la seconde catégorie rassemble quant à elle, les indicateurs dites d'évolution ou de progrès<sup>3</sup>. Ces derniers permettent d'analyser les variations opérées au cours du temps, concernant les niveaux du phénomène étudié. Les indicateurs des deux catégories sont ainsi inventoriés avec leurs abréviations dans le tableau (12) qui suit.

**Tableau N°12 : Les indicateurs de niveaux, leurs abréviations et leurs Coefficients de corrélation.**

indicateurs	Abréviation	Coefficients de corrélation		
		1 9 8 7	1 9 9 8	1 9 8 7 - 1 9 9 8
<b>Niveau de mortalité infantile</b>				
-quotient de mortalité des enfants de moins d'un an.	0Q1	1,000	1,000	1,000
<b>Urbanisation</b>				
Taux d'urbanisation.	URB	-0.338a	-0.336b	0.068
Taux annuel d'accroissement des agglomérations urbaines	Tacagur	0.333b	0.402a	0.340b
<b>Démographiques :</b>				
Fécondité générale .	ISF	0.535a	0.469a	0.125
Age moyen au premier mariage.	AMPMF	-0.546a	-0.497a	0.150
Différence d'âge moyen au premier mariage entre sexe.	Difâge	0.350b	0.404a	0.002
Taux annuel d'accroissement global	Taccg	0.308b	0.240	0.122
<b>Educatives :</b>				
Taux d'analphabétisme chez femmes	Fanalph	0.701a	0.565a	0.103
Rapport femmes hommes alphabétisés	RFHALPH	-0.681a	-0.630a	0.219
Taux de Scolarisation des filles âgées de 6 à 14 ans.	SC614F	-0.678a	-0.528a	0.325b
Rapport entre Taux de Scolarisation des filles et garçons âgés de 6 à 14 ans.	RFGSCO	-0.634a	-0.625a	0.156
Proportion des femmes de niveau Primaire.	FPRIM	-0.605a	-0.094	0.254
Proportion des femmes de niveau Moyen.	FMOY	-0.685a	-0.603a	0.181
Proportion des femmes de niveau Secondaire et plus	FSECONP	-0.667a	-0.553a	0.053
<b>Activité économique :</b>				
Taux global de Chômage .	TCHôMT	0.374a	-0.322b	-0.173
Taux de Chômage chez les Femmes.	TCHôMF	0.347b	-0.234	-0.250
Proportion des occupés hors agriculture	Poccupagc	-0.491a	-0.078	0.033
Proportion femmes occupées hors agriculture	Foccupagc	-0.410a	-0.322b	0.460a
<b>Caractéristiques du logement :</b>				
Prop des logements raccordés à l'AEP	AEP	-0.408a	-0.331b	0.187
Prop des logements raccordés au réseau électrique	ELECT	-0.308b	-0.285b	-0.199
Prop des logements disposant d'un wc	TOILERT	-0.319b	-0.478a	0.015
<b>caractéristiques sanitaires :</b>				
Nombre d'habitants par médecin.	HABMED	0.443a	0.307b	0.071
densité lit corrigée par la superficie	Lithab	-0.315b	-0.311b	-0.095

**NB.** Les indicateurs de changement correspondent aux variations relatives des indicateurs de niveau entre 1987 et 1998.  
a Correlation is significant at the 00.01 , b Correlation is significant at the 00.05

### 5.1 La Modélisation de la mortalité infantile régionale :

Nous avons mentionné plus haut la présence d'une faible autocorrélation spatiale positive. Bien qu'elle soit relativement faible cette inconvénient affecte tout de même la précision des résultats, d'où la nécessité d'être prudent dans l'interprétation de ces derniers.

Sachant que le but de la présente section est la recherche de modèles prédictifs on est donc appelé à utiliser une technique statistique appropriée. La méthode de régression correspond bien à notre avis à l'objectif visé. Elle permet dans notre cas la mise en exergue de l'importance de chaque variable indépendante retenue dans l'explication de la variabilité spatiale de la mortalité infantile. Néanmoins son application directe aux données brutes pose des problèmes en raison de la forte multi-collinéarité

<sup>3</sup> Obtenus à l'aide de la formule de la variation relative entre deux dates  $\Delta I(I_2, I_1) = (I_2 - I_1) / I_1$

qui existe entre les variables prédictives. Pour éliminer ce phénomène les statisticiens conseillent de procéder à l'application de l'analyse en composantes principales (ACP) aux variables indépendantes qui permet également de remplacer ces dernières par un nombre plus réduit de dimensions.

**Tableau 13 : Saturations et communautés des différents indicateurs de niveau sur les composantes).**

indicateurs	1987					1998			
	Composantes principales (méthode VARIMAX)				Communauté	Composantes principales (méthode VARIMAX)			Communauté
	F1	F2	F3	F4		F1	F2	F3	
URB	0,46	<b>0,75</b>	-0,05	-0,09	78	<b>0,72</b>	0,33	0,05	63
taux d'acc agglom urbaines	-0,12	-0,44	-0,31	<b>0,63</b>	69	-0,35	0,32	-0,51	48
ISF ens calculé	<b>-0,54</b>	-0,33	-0,44	0,33	71	-0,51	<b>0,75</b>	-0,13	84
AMPMF	0,61	-0,08	<b>0,63</b>	-0,30	87	0,57	<b>-0,73</b>	-0,02	85
diff d'âge	-0,16	0,22	<b>-0,89</b>	0,11	87	-0,06	<b>0,80</b>	0,05	65
taux d'accrois global	-0,03	-0,20	<b>-0,86</b>	0,04	79	-0,11	<b>0,79</b>	-0,11	64
analphabétisme femmes	<b>-0,83</b>	-0,40	-0,25	0,24	97	<b>-0,86</b>	0,07	-0,44	93
rapp femme homme alph	<b>0,77</b>	0,41	0,24	-0,31	91	<b>0,85</b>	0,02	0,28	79
SC614F	<b>0,82</b>	0,41	0,26	-0,07	91	<b>0,75</b>	-0,18	0,48	83
rapp fille garçon scol 6-14	<b>0,84</b>	0,41	0,17	-0,02	89	<b>0,82</b>	-0,05	0,36	80
FPRIM	<b>0,83</b>	0,29	0,23	0,02	83	-0,05	0,09	<b>0,77</b>	61
FMOY	<b>0,80</b>	0,35	0,27	-0,32	93	<b>0,83</b>	-0,06	0,42	87
femmes secondaire et +	<b>0,76</b>	0,19	0,35	-0,36	86	<b>0,94</b>	-0,22	0,00	93
TCHôMT	<b>-0,63</b>	-0,30	0,39	0,33	75	-0,34	<b>-0,77</b>	0,07	71
TCHôMF	-0,24	0,10	0,03	<b>0,79</b>	69	-0,44	<b>-0,56</b>	0,18	54
occupés non agricole	<b>0,69</b>	0,24	-0,09	-0,10	54	0,03	0,28	0,20	12
femmes occupées non agricole	0,12	0,23	0,51	<b>-0,62</b>	71	0,21	-0,41	0,43	40
AEP	0,34	<b>0,82</b>	0,06	-0,16	81	0,48	0,23	<b>0,60</b>	64
ELECT	0,37	<b>0,82</b>	0,01	-0,12	82	0,19	-0,18	<b>0,75</b>	63
TOILET	0,40	<b>0,82</b>	-0,05	0,01	84	0,54	0,06	<b>0,70</b>	79
HABMéd	<b>-0,69</b>	-0,26	0,33	0,32	75	<b>-0,78</b>	-0,06	-0,23	66
densité lit corrigée	0,10	<b>0,76</b>	-0,19	-0,91	65	<b>0,66</b>	-0,29	-0,09	54
% variance expliquée	34,3	19,7	15,6	10,4	<b>KMO= 0,80</b>	33,8	18,2	15,6	<b>KMO= 0,70</b>
	79,9					67,5			

Les 22 indicateurs retenus pour expliquer la variation spatiale de la mortalité infantile ont été ainsi condensés en quatre facteurs en 1987, trois dimensions en 1998 et six composantes pour ce qui concerne les indicateurs de changement (1987-1998). Ces Facteurs qui expliquent respectivement 79,9 %, 70 % et 74,2 % de la variance totale vont servir de régresseurs dans les modèles présentés ci-après.

Néanmoins, on doit noter que seuls les résultats de la modélisation des indicateurs de niveaux seront présentés dans le texte. Pour les indicateurs d'évolution les résultats obtenus à la suite de l'application de l'équation de régression linéaire multiple ont été peu probants ce qui a milité pour leur suppression.

## 5.2 Interprétation des résultats:

En 1987, la régression a été réalisée comme on peut le constater à travers le tableau précédent avec trois facteurs à savoir: L'égalité des sexes en matière de scolarisation et d'alphabétisation, la nuptialité et l'évolution démographique et en fin l'activité féminine. Ces facteurs sont hautement significatifs; la signification n'atteint pas les 2%. En outre, le coefficient de corrélation multiple  $R=0,70$  est relativement élevé ce qui implique que les trois composantes expliquent à elle seules près de la moitié de la variation spatiale de la mortalité infantile ( $R^2=0,49$ ).

Tableau N°15: Interprétation et poids des facteurs retenus par l'ACP sur l'indicateur de mortalité infantile

Année 1987					
Variable explicative	Coefficient angulaire (B)	Erreur type (SE B)	Coefficient $\beta$	T	Sig. T
(Constant)	65,063	0,88			
F1: <b>Egalité des sexe en matière de scolarisation et alphabétisation</b>	-4,983	0,89	-0,60	-5,61	0,000
F3: <b>nuptialité et évolution démographique</b>	-2,218	0,89	-0,27	-2,50	0,016
F4: <b>activité féminine</b>	1,93	0,89	0,23	2,17	0,035
			70,1 %		
			49,1 %		
			45,6 %		
1998					
Variable explicative	Coefficient angulaire (B)	Erreur type (SE B)	Coefficient $\beta$	T	Sig. T
(Constant)	33,583	0,722		46,535	
F1: <b>l'urbanisation et ses corollaires: l'alphabétisation, la scolarisation et la couverture sanitaire</b>	-3,09	0,729	-0,48	-4,236	0,000
F2: <b>nuptialité fécondité, évolution démographique et crise du chômage</b>	2,401	0,729	0,37	3,291	0,002
F3: <b>les infrastructures de confort du logement</b>	-1,881	0,729	-0,29	-2,578	0,013
			0,67		
			0,45		
			0,41		

**NB.** Le deuxième facteur de 1987 a été écarté car son coefficient angulaire n'est pas significatif au seuil de 5% ( $p=0,179$ ).

Le tableau indique également en se référant aux valeurs des coefficients  $\beta$  que les trois dimensions retenues n'influencent pas la mortalité infantile avec la même intensité. Cette dernière varie de -0,60 pour le premier facteur à 0,23 pour le dernier. D'autre part l'examen des valeurs des Coefficients angulaires (B) fournit des informations très intéressantes. Ainsi on remarque toutes choses étant égales par ailleurs qu':

- Une augmentation d'un point du score du premier facteur entraîne une baisse du quotient de mortalité infantile de 5 %.
- Un accroissement d'un point du score du second facteur occasionne une diminution du IQ0 qui se chiffre à 2,2 %.
- Une hausse d'un point de la valeur du dernier facteur <sup>4</sup>provoque une augmentation du IQ0 de l'ordre de 1,9 %.

<sup>4</sup> Ce qui correspond en même temps à une élévation de la proportion des femmes chômeuses et la diminution de la part des femmes occupées dans des secteurs non-agricoles.

Ceci dit, on peut conclure que pour lutter efficacement contre la mortalité infantile il convient d'engager des actions visant en premier la promotion de l'alphabétisation et de la scolarisation au profit des deux sexes notamment dans les wilayas qui accusent toujours du retard dans ce domaine. Il importe aussi de favoriser l'augmentation de l'âge au premier mariage et la réduction de l'écart d'âge au mariage entre sexe pour donner aux femmes les chances d'imposer leurs statuts. Un mariage plus précoce et un écart d'âge élevé entre la femme et son époux risqueraient de confiner cette dernière dans un statut diminué. Enfin, il est également nécessaire de faciliter aux femmes l'accès au marché de l'emploi notamment non agricole qui constitue leur seule chance d'émancipation et d'affirmation.

Quant aux résultats de la régression réalisée sur les données de 1998, on constate que les trois facteurs retenus sont aussi significatifs que ceux de 19870. Le même constat est observé d'ailleurs pour ce qui concerne le coefficient de corrélation multiple ( $R=0,67$ ) qui ne s'écarte pas beaucoup du précédent. Les trois régresseurs expliquent à eux seules près de la moitié de la variation spatiale de la mortalité infantile, soit 45 % . L'intensité avec laquelle ils influencent le phénomène étudié varie d'un facteur à l'autre. Les valeurs des coefficients  $\beta$  passent ainsi de -0,48 et -0,29 pour le premier et le dernier facteur à 0,37 pour le second facteur. En se basant sur les valeurs des Coefficients angulaires (B) on peut affirmer que l'augmentation simultanée d'un point des scores du premier et du dernier facteur entraînera une baisse du quotient de mortalité de près de 5 ‰ (soit la somme des deux baisses 3,1 ‰ et 1,9 ‰ ). Par contre, l'augmentation du second facteur provoquerait plutôt un accroissement de IQO de l'ordre de 2,4 ‰ . A partir de ces résultats on peut dire que les stratégies à entreprendre pour faire baisser la mortalité infantile consisteront, d'une part, à favoriser l'expansion de l'urbanisation, à généraliser l'instruction sans distinction entre sexes et améliorer la couverture sanitaire et d'autre part, à maintenir la maîtrise de la croissance démographique par l'élévation de l'âge au premier mariage et l'encouragement des femmes à intégrer le marché d'emploi. Enfin il est aussi important que les responsables mettent le paquet pour améliorer les conditions d'habitat des citoyens en procurant les éléments de comforts nécessaires (eau, électricité, réseau d'assainissement).

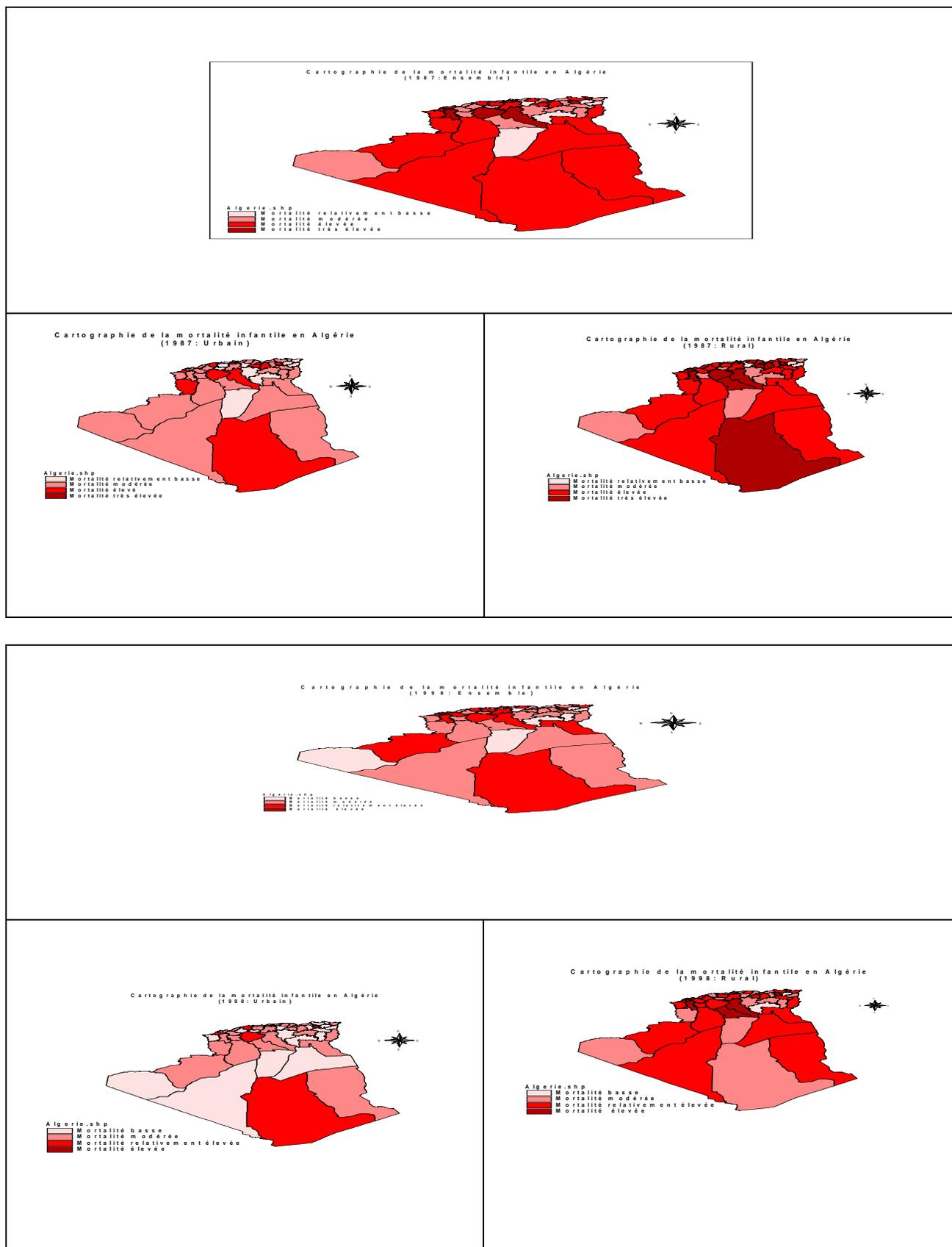


Figure 1: Cartographies des niveaux de mortalité infantile (Algérie, 1987 et 1998) .

## **Références:**

- [1] AJBILOU, A. (1998), Analyse de la variabilité spatio-temporelle de la primo-nuptialité au Maghreb (1970-1980). Thèse de Doctorat en Démographie, Institut de Démographie, UCL, Ed. ACADEMEA, L.L.N.
- [2] C.E.R.E.D (1986), Analyses et tendances démographiques au Maroc, Direction de la statistique, Rabat.
- [3] C.E.R.E.D (1988), Situations démographiques régionales au Maroc: Analyses comparatives, Direction de la statistique, Rabat.
- [4] LAOUROU, M.(1993), Les disparités régionales de la mortalité au Bénin. Les Dossiers du CEPED, N°24, Paris.
- [5] Ministère de la santé et de la population, (2000), Statistiques sanitaires année 1998, Direction de la planification, Alger.
- [6] Ministère de la santé et de la population, (2002), Politique Nationale de population à l'horizon 2010. Rapport du comité National de population.
- [7] Nations Unies (1984) Manuel X. Techniques indirectes d'estimation démographique. Département des affaires économiques et sociales internationales, Études Démographiques, N°81, N.Y.
- [8] OFFICE NATIONAL DES STATISTIQUES, (1999), Les principaux résultats du sondage au 1/10 ème , R.GPH 1998. Collections statistiques, N° 80, Alger.
- [9] OFFICE NATIONAL DES STATISTIQUES, (2000), Armature urbaine 1998, Collections statistiques, N° 97, Alger.
- [10] OFFICE NATIONAL DES STATISTIQUES, (2001), Natalité, Fécondité et reproduction des femmes algériennes à travers les résultats exhaustifs du RGPH 1998. Données statistiques, Alger.
- [11] PENG, F0. (1997), Approche spatio-temporelle de la mortalité : Cas de la Chine dans les années 1980. Thèse de Doctorat en Démographie, Institut de Démographie, UCL, Ed. Academea, L.L.N.

**Mr BEDROUNI MOHAMED**  
**Département de sociologie et de Démographie**  
**Faculté des Lettres et des sciences sociales**  
**Université Saad Dahleb Blida (ALGERIE)**  
**Fax :00.213.25.43.11.64**  
**Tel :00.213.67.75.23.96**  
**Mail : bedrounim@yahoo.com**