

MORBIDITÉ, MORTALITÉ : problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective.

Colloque international de Sinaia (2-6 septembre 1996)



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

Crise endémique en Russie Soviétique entre 1920 et 1922 : simulation de sous enregistrement des maladies infectieuses déclarées

Serguei ADAMETS

INED, Paris, France

Cette période de l'histoire de la Russie est surtout connue comme une crise politique et sociale. Si la perception politique de la Révolution Russe a connu de vives polémiques sur la prise de pouvoir, la terreur, les réquisitions etc., ce n'est pas le cas en ce qui concerne l'histoire démographique. Les sources statistiques traitées et même les techniques d'analyse ont peu évolué depuis la fin de la dernière guerre mondiale. Cette présentation et surtout ma thèse doctorale cherchent à proposer de nouvelles pistes de recherche par un traitement plus rigoureux de nombreuses statistiques démographiques, épidémiologiques et économiques qui furent rassemblées dans la première moitié des années 1920. Je ne vais parler ici que de la crise épidémiologique, en portant mon intérêt sur la qualité des données épidémiologiques, le sous - enregistrement et les taux de létalité de certaines maladies infectieuses.

Tous les chercheurs qui ont étudié l'histoire de la population de l'URSS entre les deux guerres ont dû reconnaître l'expansion terrifiante des épidémies à l'époque qui suit la Révolution Russe. Mais cet aspect de l'histoire, sous la forme d'une véritable catastrophe sociale et démographique, occupait dans leurs études une place nettement secondaire derrière la guerre civile et les famines. La structure des pertes humaines attribuables à la guerre, la famine et les épidémies, met en relief le poids marginal des épidémies. La mortalité « excédentaire » entre 1914 et 1922-23 est estimée par la majorité des chercheurs à 15-16 millions de décès. Elle se partage généralement entre 9 millions de décès causés par la famine, 5 millions causés par les combats et 3 millions par les épidémies (Adamets S., 1995). Cette répartition de pertes reflète une véritable tradition dans les sciences sociales de la première moitié du XXe siècle de considérer les fléaux des épidémies comme un produit subalterne aux famines et à la malnutrition. Les polémiques les plus vives abordent la part de la guerre et de la famine, tandis que les épidémies n'ont jamais soulevé autant de passions de la part des chercheurs. Après la Guerre Mondiale une telle marginalisation du rôle des épidémies devient de plus en plus contestée par les théories plus modernes, comme celle de la transition épidémiologique ou démographique, et par les nouvelles connaissances sur les famines (Rotberg, 1985). Les épidémies manifestent une plus grande indépendance par rapport à la malnutrition. L'importance destructrice des épidémies prend une place parfois supérieure à la malnutrition et à la famine. Le rôle des autres facteurs, comme celui du déplacement de troupes, des mouvements de réfugiés, du transport etc. est mis en relief dans le développement des épidémies.

Les sources de données sur les épidémies en URSS

Malgré la guerre civile et le désastre économique, on peut constater une richesse surprenante de la statistique épidémiologique produite par les organismes sanitaires russes depuis 1918.

Après la Révolution de 1917, des données systématiques concernant le mouvement des épidémies en Russie ont été rassemblées par les structures sanitaires du Commissariat de la Santé (N.K.Z.). Pour surveiller le développement des épidémies le N.K.Z. décréta l'enregistrement obligatoire de quatre maladies infectieuses : typhus exanthématique, le

typhus récurrent, le choléra et la petite vérole. Un peu plus tard, l'enregistrement obligatoire fut étendu à la fièvre typhoïde et au paludisme. La collecte de ces informations était dévolue au réseau des départements sanitaires régionaux créés à tous les échelons administratifs, *uezd, oblasti, gubernii* et républicains. Une fois par semaine chaque organisme régional de N.K.Z. télégraphiait au Commissariat supérieur les déclarations des nouveaux cas de ces maladies. De plus, les services régionaux du N.K.Z. envoyaient au Commissariat Central le total mensuel de nouveaux cas. En ce qui concerne les autres maladies, la collecte de données, bien que pratiquée, resta beaucoup moins parfaite.

Malheureusement, ces statistiques sont rarement tombées sous la loupe de chercheurs. Dans la plupart des ouvrages circulent des chiffres primaires d'enregistrement ou ceux qui furent obtenus par des ajustements maladroits à l'époque stalinienne. Même si les estimations apparaissent nettement plus catastrophiques que la statistique officielle, on ne sait pas grande chose sur l'origine des chiffres, ni sur les méthodes de corrections utilisées.

Variété et incohérence de données sur la crise épidémiologique

Dans l'ensemble des publications sur le sujet, on distingue trois types de statistiques sur la morbidité de la population : les données initiales de déclarations médicales de N.K.Z., les données « précisées » de ce même organisme et les estimations extrêmes. Le matériel statistique concernant ces maladies était publié dans plusieurs ouvrages statistiques, en particulier dans les *Annuaire statistiques du Ts.S.U. de la RSFSR*. De plus, à partir de 1922, le N.K.Z. envoya la statistique du nombre de cas déclarés de maladies infectieuses à la Société des Nations. L'Organisation d'Hygiène publia ces données conjoncturelles sur les maladies infectieuses en Russie et en Ukraine dans la revue *Renseignements épidémiologiques*. Les numéros 2 et 5, parus en 1922 et en 1923, sont spécialement consacrés à la situation épidémiologique en Russie.

À la fin des années 1920 et au début des années 1930, le N.K.Z. apporta des corrections minimales aux données initiales. À la suite de ces corrections, apparurent les dits taux « précisés » de morbidité. Ainsi, dans un recueil d'articles, édité par le N.K.Z. en 1924, le taux initial de morbidité par typhus exanthématique fut estimé à 365,3 pour 10.000 en 1919 et à 293,9 pour 10.000 en 1920 (Dobretser, 1923, p. 123). Dix ans plus tard, dans l'article « Les épidémies », écrit par un fonctionnaire de N.K.Z. pour la Grande Encyclopédie Soviétique (1934), ces mêmes taux étaient respectivement estimés à 340 et 338 pour 10.000. On trouve des différences analogues au sujet des autres maladies (typhus récurrent, fièvre typhoïde, petite vérole, etc.).

Dans les travaux sur l'histoire de la population de l'URSS, on cite souvent l'ouvrage de E. Volkov, qui donne entre autres les nombres « précisés » de cas des principales maladies épidémiques entre 1914 et 1923 (Volkov E.Z., 1930, pp. 190-191). Enfin, une série récapitulative des cas déclarés, couvrant la période 1900-1936, fut publiée en 1944 par l'O.S.S. : y figurent les nombres absolus et les taux brut de morbidité pour 11 maladies (O.S.S., 1944, p. 106). Pour mettre en évidence les défauts de la statistique initiale j'ai recalculé les taux de morbidité pour une série continue de la population de l'URSS apparue dans l'ouvrage de E. Volkov (tableau 1).

À côté des séries « initiale » et « précisée », on peut trouver des estimations extrêmes dépassant de deux à trois fois et même parfois plus ces deux séries (Baroian, 1968). J'ai retrouvé les origines de ces estimations dans les travaux des Congrès des bactériologistes russes à l'époque de la crise. Par exemple, L. Tarassevitch, auteur de deux recueils publiés dans les *Renseignements Épidémiologiques* (R.E.), propose une estimation globale de 25 à 30 millions de cas de typhus exanthématique et de 8 à 10 millions de cas de typhus récurrent pour la période entre 1918 - 1921 (R.E., n°2, pp. 18, 30). À titre de comparaison,

la statistique initiale indiquait 6,3 millions de cas de typhus exanthématique et 2,5 millions de cas de typhus récurrent (Dobrejtsjer, 1923, pp. 123-124). Signalons à ce propos que la série « précisée » de E. Volkov pour la partie européenne évaluait à 5,1 millions le nombre de cas de typhus exanthématique et à 1,6 millions le nombre de cas de typhus récurrent (Volkov E., 1930, pp. 190-191). Il estimait le nombre de décès causé par l'ensemble des 7 principales épidémies à 3,6 millions entre 1914 et 1923 et un surplus de 2,5 millions de décès épidémiques par rapport au niveau de 1914. Une estimation globale de la surmortalité épidémique entre 1914 et 1923 peut être évaluée à 3,1 millions de décès pour toute l'URSS, car au début de 1918 dans la Partie Européenne résidait 75 % de la population de l'URSS (Volkov E., 1930, pp. 98-99). C'est par cette voie qu'on obtient la part de maladies infectieuses de la pyramide des pertes, que j'ai évoqué au début du texte. Évidemment, si, en tant que mesure de la morbidité, on prend des estimations de Barojan ou de Tarassevitch et que l'on applique les mêmes taux de létalité de Volkov, la pyramide des pertes explose inévitablement. Ainsi, on obtient 9,6 millions décès causés uniquement par le typhus exanthématique.

TABLEAU 1. TAUX DE MORBIDITÉ POUR 11 MALADIES INFECTIEUSES DÉCLARÉES (POUR 10 000) EN RUSSIE SOVIÉTIQUE, STANDARDISÉS SUR UNE SÉRIE CONTINUE DE LA POPULATION DE L'URSS DE E. VOLKOV

| | Pt. vér. | Roug. | Scarl. | Dipht. | T. exn. | T. rec. | T. int. | Dysnt. | Chol. | T. MID | Palud. |
|------|----------|-------|--------|--------|---------|---------|---------|--------|-------|--------|--------|
| 1909 | 11,5 | 29,7 | 32,3 | 35,8 | 14,0 | 10,0 | 39,6 | 28,9 | 1,8 | 5,0 | 275,7 |
| 1910 | 12,7 | 30,0 | 38,4 | 52,3 | 10,6 | 4,7 | 38,3 | 32,5 | 17,7 | 5,0 | 278,8 |
| 1911 | 9,0 | 23,2 | 31,4 | 42,2 | 9,1 | 3,0 | 31,2 | 34,6 | 0,3 | 5,0 | 258,6 |
| 1912 | 6,0 | 31,1 | 26,0 | 32,0 | 7,5 | 2,6 | 27,9 | 32,3 | 0,0 | 5,0 | 257,3 |
| 1913 | 5,3 | 38,9 | 33,5 | 36,8 | 8,6 | 2,2 | 31,5 | 37,2 | 0,0 | 4,8 | 250,6 |
| 1914 | 6,7 | 28,0 | 26,1 | 30,0 | 6,4 | 1,2 | 25,4 | 28,2 | 0,1 | 4,4 | 221,8 |
| 1915 | 8,5 | 22,4 | 26,1 | 21,7 | 6,5 | 1,0 | 19,3 | 20,5 | 2,4 | 3,4 | 177,5 |
| 1916 | 7,5 | 13,2 | 14,1 | 10,3 | 8,1 | 1,0 | 12,0 | 7,8 | 0,0 | 2,0 | 99,7 |
| 1917 | 4,5 | 7,1 | 4,5 | 4,5 | 6,8 | 1,5 | 10,6 | 10,4 | 0,0 | 2,0 | 10,6 |
| 1918 | 3,9 | 1,5 | 2,2 | 3,2 | 10,1 | 1,2 | 7,8 | 4,2 | 2,9 | 1,7 | 14,5 |
| 1919 | 11,9 | 5,1 | 2,7 | 2,1 | 160,4 | 16,3 | 18,0 | 9,8 | 0,3 | 8,3 | 20,3 |
| 1920 | 7,2 | 2,1 | 4,3 | 1,9 | 195,3 | 75,3 | 31,0 | 23,7 | 1,6 | 16,3 | 48,1 |
| 1921 | 7,0 | 16,5 | 7,9 | 2,9 | 47,1 | 58,1 | 30,3 | 16,4 | 0,5 | 12,2 | 91,6 |
| 1922 | 4,3 | 9,9 | 5,1 | 2,7 | 106,9 | 110,5 | 23,5 | 22,0 | 0,1 | 21,0 | 149,9 |
| 1923 | 3,3 | 9,3 | 8,1 | 3,6 | 18,2 | 19,4 | 10,0 | 16,1 | 0,0 | 5,6 | 422,2 |
| 1924 | 1,8 | 20,8 | 11,6 | 3,8 | 8,6 | 3,2 | 9,2 | 21,8 | 0,0 | 3,0 | 411,7 |
| 1925 | 1,2 | 45,4 | 18,6 | 4,9 | 5,0 | 1,3 | 11,4 | 20,5 | 0,0 | 2,8 | 364,4 |
| 1926 | 1,2 | 29,4 | 24,3 | 5,3 | 3,9 | 1,0 | 8,9 | 17,1 | 0,0 | 2,0 | 314,6 |
| 1927 | 1,0 | 32,4 | 24,4 | 5,6 | 2,8 | 0,5 | 10,2 | 18,3 | 0,0 | 2,2 | 252,7 |

Pt. vér. - petite vérole; Roug. - rougeole; Scarl. - scarlatine; Dipht. - diphtérie; T. exn. - typhus exanthématique; T. rec. - typhus (fièvre) récurrent; T. Ant. - typhus intestinal (fièvre typhoïde); Dysnt. - dysenterie; Chol. - choléra; T. MID - typhus mixte et indéfini; Palud. - paludisme.

Source : Wheatcroft, 1986, p. 29. et Volkov E., 1930, pp. 269-271.

Qualité des données sur la morbidité

La statistique initiale du N.K.Z. contient trois carences majeures, en plus du fait qu'elle concerne uniquement les cas des personnes ayant eu recours à un traitement médical, ce qui la rend pratiquement inutilisable, à cause du sous-enregistrement.

En premier lieu, la statistique de N.K.Z. ne concerne que les territoires contrôlés par le pouvoir soviétique. Les régions sous le contrôle des armées blanches, vertes ou en révolte sont absentes de la statistique initiale. Les imperfections les plus graves touchent les années 1918 et 1919. A cette époque, la statistique de N.K.Z. ne s'étend qu'à 40 *gubernii* européens et à la moitié de la population de la future URSS (les territoires inclus comprennent 58-59 millions d'habitants). En 1920, la statistique du N.K.Z. atteint déjà 114 millions d'habitants, pour arriver à couvrir les territoires de 128 millions d'habitants en 1922 (Dobrejtzter, 1923, pp. 122-124), ce qui correspond à peu près à 96 % de la population totale de l'URSS (Volkov E., 1930).

En deuxième lieu, le réseau de N.K.Z. n'est jamais devenu parfait sur les territoires contrôlés. Il ne fait nul doute que sur ces territoires une proportion assez importante des cas de maladies échappait à l'enregistrement. Au début de 1918, sur les territoires contrôlés par les soviets (42 territoires de la Russie Européenne), 11,5 % des districts sanitaires (*vratchebnye uchastki*) ne fonctionnaient pas du tout et 31 % ne disposaient d'aucun médecin qualifié. La situation s'améliora provisoirement quand la guerre civile commença à prendre fin (Ts.S.U., Annuaire statistique, 1921, vol.2. p. 68). Les années qui suivirent furent marquées par la famine, et le fonctionnement des districts sanitaires empira de nouveau. Au premier janvier de 1921, 11,7 % des districts étaient fermés, et 45 % des districts n'avaient aucun médecin. Il n'y eut amélioration qu'en 1923 : 9,5 % des districts étaient hors fonction et 30 % toujours sans médecins (Ts.S.U., Annuaire statistique, 1921, vol.2. pp. 26-27).

En dernier lieu, quand les districts sanitaires ne fonctionnaient pas, la statistique épidémique était fournie uniquement par certains hôpitaux. Par conséquent, il ne s'agissait que des cas d'hospitalisation. Évidemment, cette statistique contient des imperfections encore plus importantes et plus complexes. L'enregistrement des cas d'hospitalisation eut lieu surtout entre 1918 et 1919. Mais en Ukraine et dans plusieurs régions rebelles, cette pratique, semble-t-il, se poursuivit en 1920 et 1921 (Adamets S., 1995).

Les données dites « précises » ne parviennent pas à résoudre les carences des données initiales. La nature des corrections n'est pas généralement précisée, mais on peut penser qu'il s'agissait d'extrapolations des données aux régions qui n'avaient pas fait l'objet d'un enregistrement par le N.K.Z.. Ainsi, les imperfections de données rassemblées par le N.K.Z. ne font pas l'objet de corrections. Une autre critique concerne les taux de létalité qui les accompagnaient. Prenons par exemple les séries de Volkov. Dans le cas du typhus exanthématique et de la fièvre typhoïde, les taux de létalité dépassent de 3 à 4 fois les valeurs normales, mais sont par contre très proches du niveau normal dans le cas de la fièvre récurrente, du choléra et de la dysenterie. Enfin, pour la petite vérole, les taux de létalité sont trop faibles, et inférieurs non seulement aux valeurs observées dans les pays d'Europe Centrale, mais aussi à celles de la France ou de la Grande Bretagne à cette époque (Volkov E., 1930, pp. 190-191).

Les estimations « extrêmes », elles non plus, ne nous indiquent pas grande chose sur la façon dont elles ont été calculées. Les commentaires de L. Tarassevitch sont les plus informatifs. Il mentionne que ces corrections ont été établies à partir d'une enquête menée auprès des médecins sur place en 1920-1921. Il fût demandé aux médecins, entre autres choses, d'indiquer les multiplicateurs qu'il fallait appliquer à la statistique des déclarations pour obtenir une image réelle de l'expansion des épidémies entre 1918 et 1921 (R.E., n°2,

pp.17-18). C'est à l'aide de ces facteurs de corrections que Tarasévitch a chiffré de 25 à 30 millions le nombre de cas de typhus.

Face à cette variété de séries si disparates on ne peut s'empêcher de garder une méfiance à l'égard des chiffres. La statistique initiale du N.K.Z. paraît être trop incomplète et risque de masquer la vraie intensité de la catastrophe pandémique. La série extrême ne concerne uniquement que le typhus ou le choléra. Et ces corrections ne sont-elles pas surestimées volontairement par les hauts fonctionnaires de Moscou, comme le fut Tarasévitch par exemple ? Celui-ci ne voulait-il pas noircir la situation à l'extrême dans son rapport, pour obtenir une aide médicale de la Ligue des Nations ? Quant aux séries « précisées », on peut dire qu'elles précisent quelque chose, sans toutefois indiquer exactement quoi et comment.

Donc, une question bien évidente se pose à la lumière de cette critique. Les statistiques disponibles ne nous permettent-elles pas d'appliquer une procédure plus transparente et dans ce sens plus valide pour corriger aussi bien les statistiques régionales manquantes, que le sous-enregistrement de données déjà rassemblées ?

Correction des données initiales de morbidité du N.K.Z. entre 1920 et 1922

Les données initiales des cas de maladies infectieuses sont tirées des *Annuaire statistiques de Ts.S.U.* de 1918 à 1923 et offrent les données pour 10 maladies infectieuses : 1. Typhus exanthématique; 2. Typhus abdominal ou fièvre typhoïde; 3. Typhus récurrent ou fièvre récurrente; 4. Typhus indéfini et mixte; 5. Scarlatine; 6. Petite vérole; 7. Diphtérie; 8. Choléra asiatique; 9. Malaria (paludisme); 10. Anthrax. Dans la modélisation, j'ai utilisé les données pour 8 maladies, laissant de côté l'anthrax (très petite série) et la scarlatine (trop déficiente). La procédure de modélisation consiste en trois étapes : correction cartographique; simulation par des modèles de régression, extrapolation de quotients correcteurs. Ici je traiterai uniquement des deux premières étapes.

a. La correction cartographique

Les nombres annuels de cas de chaque maladie ont été reconstruits en utilisant une méthode cartographique pour les territoires sans données, à partir de séries sur les territoires contigus. Supposons que la statistique pour une maladie *A* est omise dans la région *i*. Si nous connaissons le nombre de cas de cette maladie pour les régions voisines, soit A_j, A_k, A_l, A_m , alors pour la région *i*, la valeur A_i a été calculé selon la formule suivante :

$$A_i = P_i * \left(\sum_j^m a / n \right) \quad [1]$$

où $a_j \dots a_m$ - représentent les taux de morbidité de la maladie dans les régions *j, k, l, m*;

P_i - l'effectif de la population du territoire *i*;

n - le nombre de *gubernii* contigus considérés dans le calcul.

Cette méthode cartographique a été également utilisée dans quelques cas que nous avons considérés comme visiblement déficiente. Cela concerne généralement les données de 1920 pour certaines régions qui ont connu des révoltes anti-bolcheviques : Bashkirie, Orenbourg, Tcheliabinsk, Caucase du Nord, Don, Stavropol' et Tersk.

b. Les modèles de simulation

La simulation consiste à obtenir les facteurs de correction du sous-enregistrement sur une base régionale pour une série de taux de létalité prédéterminés et de taux de mortalité connus. La procédure prévoit la correction des taux de morbidité à partir du modèle : *taux de morbidité - taux de létalité - taux de mortalité*. J'ai limité les simulations aux années 1920, 1921 et 1922 pour lesquelles il existe le nombre des décès et le nombre des cas de maladies par région. Il s'agit de 18 régions et de 2 villes, Moscou et Leningrad (St-Petersbourg).

$$m_j = p_j a_j \quad [2]$$

Dans l'équation 2, m_j est le taux de mortalité de la maladie A_j ; p_j est le taux de létalité de la maladie A_j et a_j est le taux de morbidité de la maladie A_j . Pour un échantillon de i maladies dans les j régions nous pouvons établir l'équation suivante :

$$m_j = \sum_{i=1}^{60} \sum_{i=1}^8 p_i a_{ij} + m_\mu \quad [3]$$

où m_μ - le taux de mortalité due aux autres causes de décès.

Cette équation peut être transformée en une droite, optimisée par une régression linéaire [4a]. Dans cette équation m est le taux de mortalité, d est le taux de mortalité excédentaire causée par l'ensemble des épidémies, le paramètre χ est la part des épidémies dans la mortalité excédentaire et la constante β est le niveau de la mortalité normale, la mortalité épidémique exclue. La variable d représente la somme de taux de mortalité causée par 8 maladies [4b]. Dans cette équation, k est le multiplicateur de sous-enregistrement des maladies infectieuses dans la région j , p est le taux de létalité de la maladie i , qui est constant dans l'ensemble des régions, et a est le taux de morbidité d'une maladie donnée dans la région j , issu de la correction cartographique.

$$m_j \approx (m_{sim}) = \chi^{-1} d_j + \beta \quad [4a]$$

$$d_j = \sum_{i=1}^{60} \sum_{i=1}^8 k_j p_i a_{ij} \quad [4b]$$

Une fois les paramètres p (taux de létalité) fixés, nous pouvons obtenir pour chaque région les valeurs de sous-enregistrement k . L'idée d'optimisation consiste à établir une droite qui renvoie les valeurs m_{sim} (taux brut de mortalité obtenu par la simulation) proches des taux initiaux de mortalité m . J'ai choisi le quotient de détermination R^2 en tant qu'indicateur de rapprochement de séries m_{sim} et m . En utilisant la méthode de recherche de Newton ou de gradient conjugué [Excel], le programme modifiait à chaque itération les valeurs $k^{(1)}$ ayant comme but de rendre la valeur R-carré égale à 1.

⁽¹⁾ Au début, j'ai considéré pour toutes régions une valeur k égale à 1,5. J'ai également introduit une contrainte de ne pas baisser par la suite la valeur k en dessous de 1.

Les quotients de létalité

Pour établir les quotients de létalité pendant la crise, j'ai consulté trois sources. En premier lieu, j'ai regardé les articles sur les épidémies de la première édition de la Grande Encyclopédie Soviétique (G.E.S.) publiée à la fin des années 1920 et au début des années 1930. Ces articles contiennent des estimations de létalité normale et les valeurs extrêmes observées pendant la crise pandémique au début des années 1920 y sont souvent indiquées. D'autre part, j'ai trouvé quelques estimations locales de létalité établies pendant la crise au sujet de certaines maladies. Enfin, lorsque les sources russes ne fournissaient aucune estimation ou donnaient des informations contradictoires, j'ai eu recours à la statistique des pays d'Europe Centrale. J'ai ainsi établi deux séries de létalité, minimale et maximale (tableau 2). La première correspond à une hypothèse de faible progression de la létalité pendant la crise par rapport à une période normale. Une telle hypothèse a été suggérée par L. Tarashevitch dans les études déjà évoquées. La deuxième série traduit l'hypothèse d'une forte progression de la létalité, et se base en général sur des observations locales pendant la crise.

TABLEAU 2. TAUX DE LÉTALITÉ (EN POUR 100) SELON DIFFÉRENTES SOURCES
POUR 7 MALADIES INFECTIEUSES

| | T. exn. | T. int. | T.rec. | Pt. ver. | Diphth. | Choléra | Palud. |
|---------------------|---------|---------|--------|----------|---------|---------|--------|
| G.E.S | 12-13 | 8-10 | 2-3 | | 14-31 | 40 - 50 | |
| Tarashevitch | 8 -12 | 10 | 1-4 | | | 50 | |
| Estimations locales | 7-19 | 6-10 | 3-15 | 20 | 16-25 | 45-55 | 2-20 |
| Europe Centrale | 10-16 | 10-16 | 1,5-5 | 16-22 | 10-15 | | < 0,1 |
| Série minimale | 11 | 8 | 4 | 18 | 15 | 45 | 4 |
| Série maximale | 19 | 12 | 8 | 22 | 25 | 55 | 10 |

Jusqu'à présent, j'ai parlé du *modèle linéaire* qui suppose l'absence de lien entre les taux de létalité et les taux de morbidité, comme si la létalité ne dépendait pas de l'expansion des épidémies et restait constante aux phases initiales et extrêmes des crises. Cette hypothèse est cependant contestable. J'ai donc décidé de générer deux modèles supplémentaires qui simulent également la variabilité de la létalité en fonction de la morbidité. *Le modèle logarithmique* décrit une liaison atténuante et traduit l'hypothèse que la létalité diminue à mesure que l'épidémie prend de l'expansion. *Le modèle exponentiel* décrit une liaison d'aggravation entre la morbidité et la mortalité et, contrairement au modèle logarithmique, il suppose que la létalité augmente à mesure que l'épidémie prend de l'expansion.

Les deux nouveaux modèles décrivent les relations non-linéaires entre les taux brut et épidémique de mortalité (graphique 1), où l'équation [4b] se convertit dans les formules suivantes :

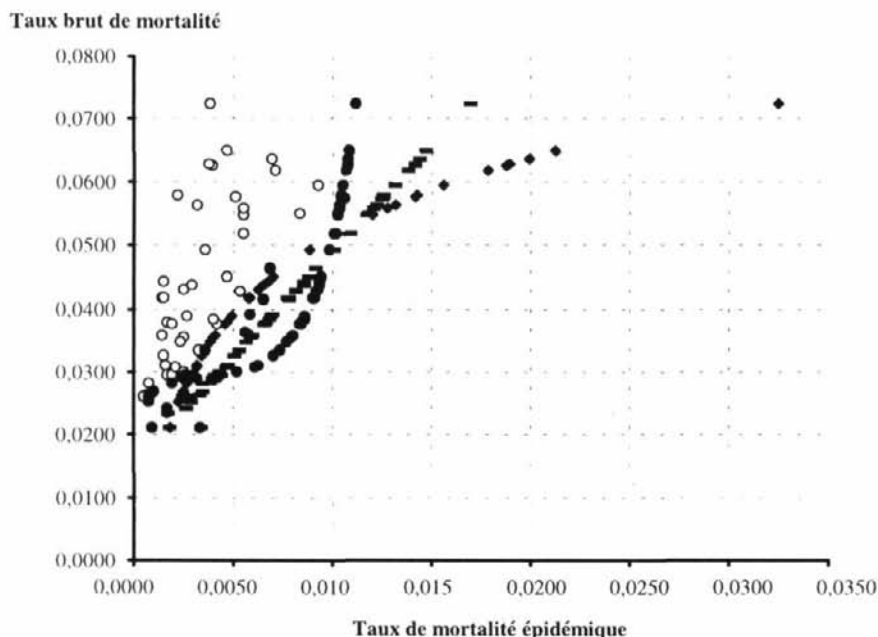
$$d_j = \sum_{j=1}^{60} \sum_{i=1}^8 \ln \xi(k_j p_i a_{ij}) \quad [5]$$

$$d_j = c \sum_{j=1}^{60} \sum_{i=1}^8 \xi(k_j p_i a_{ij}) \quad [6]$$

Chaque modèle peut s'appuyer sur des arguments médicaux. L'hypothèse d'une létalité décroissante peut être expliquée par l'immunisation de la population dans le cas de fortes épidémies. Au contraire, le modèle exponentiel suppose que la résistance de l'organisme

diminue plus rapidement, par exemple à la suite de la malnutrition. Quant au modèle linéaire, il décrit une liaison compensatoire, quand l'effet de l'immunisation est compensé par l'effet d'une résistance décroissante.

GRAPHIQUE 1. RAPPORT ENTRE LES TAUX BRUT DE MORTALITÉ ET LES TAUX DE MORTALITÉ ÉPIDÉMIQUE : INITIAUX (EN NUAGE DE POINTS) ET AJUSTÉS PAR LES MODÈLES LINÉAIRE, EXPONENTIEL ET LOGARITHMIQUE



Le fait, que les courbes m_{sim} de modèles réciproques (graphique 1) sont décalées à droite du nuage de points, est un résultat logique de la simulation et traduit le poids des multiplicateurs k supérieurs à 1.

Toutes les variables, sauf les indicateurs k (multiplicateur de sous-enregistrement de maladies), sont identiques dans les trois modèles. On peut penser que les différences entre les séries de k^{ln} , k^{exp} et k^{lin} sont dues à la variabilité des taux de létalité simulée dans les modèles logarithmique et exponentiel. On peut donc estimer les ajustements que les modèles exponentiel et logarithmique apportent aux taux de létalité constants et prédéterminés du modèle linéaire, en calculant les ratios k^{ln}/k^{lin} et k^{exp}/k^{lin} .

Variations du sous-enregistrement et de la létalité

Il faut signaler que les trois modèles apportent des correcteurs de sous-enregistrement assez proches, si on prend l'ensemble des 20 territoires considérés dans l'étude. Avec l'hypothèse d'une faible progression de la létalité pendant la crise (série minimale), les quotients régionaux de sous-enregistrement donnent une correction totale du nombre de malades de 2,18 fois supérieure à la statistique du N.K.Z. par le modèle linéaire, de 2,09 par le modèle exponentiel, et de 2,38 par le modèle logarithmique. Le fait d'appliquer l'hypothèse de plus forte progression de létalité (série maximale) ne change pas la grandeur de correction. En revanche, cette deuxième hypothèse génère des variations considérables de la létalité dans les modèles logarithmique et exponentiel, allant jusqu'à des valeurs quasi-

irrélles aux points maximaux et minimaux. Par contre les taux de létalité obtenus à la base de série minimale (tableau 3) varient généralement dans les fourchettes du tableau 2.

TABLEAU 3. TAUX DE LÉTALITÉ DANS L'HYPOTHÈSE D'UNE FAIBLE PROGRESSION DE LA LÉTALITÉ PENDANT LA CRISE, AVEC LES VARIATIONS GÉNÉRÉES PAR LES MODÈLES EXPONENTIEL ET LOGARITHMIQUE

| | Typhus exant. | Fièvre typh. | Typhus réc | Typhus MID | Petite vérole | Dipt. | Choléra | Malaria |
|------------------------------------|--------------------------------------------------------|--------------|------------|------------|---------------|-------|---------|---------|
| Taux de létalité (modèle linéaire) | 0,11 | 0,08 | 0,04 | 0,06 | 0,18 | 0,15 | 0,45 | 0,04 |
| | Variation de létalité générée par les modèles : | | | | | | | |
| | Exponentiel | | | | | | | |
| minimal | 0,07 | 0,05 | 0,02 | 0,04 | 0,11 | 0,09 | 0,27 | 0,02 |
| maximal | 0,19 | 0,14 | 0,07 | 0,11 | 0,31 | 0,26 | 0,79 | 0,07 |
| | Logarithmique | | | | | | | |
| minimal | 0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,02 | 0,05 | 0,04 | 0,13 | 0,01 |
| maximal | 0,12 | 0,09 | 0,04 | 0,07 | 0,20 | 0,17 | 0,50 | 0,04 |

Le modèle logarithmique donne une majorité de quotients k en dessous des quotients respectifs du modèle linéaire. Le modèle exponentiel suit une règle plutôt opposée. La qualité de l'enregistrement des cas de maladie empire, semble-t-il, entre 1920 et 1922. On peut le constater à travers les quotients du modèle linéaire. Celui-ci donne une correction de 1,81 fois en 1920, de 2,37 fois en 1921 et de 2,51 fois en 1922. En fait, j'ai déjà suggéré ce résultat en évoquant la détérioration du système d'enregistrement du N.K.Z. qui se produit entre 1921 et 1922 à cause de la famine et de la crise financière qui frappe les institutions publiques au début de la N.E.P. Les variations régionales du sous-enregistrement permettent de préciser cette observation. Le Nord, le Centre et l'Ouest manifestent une amélioration régulière de l'enregistrement. Par contre, les territoires situés à l'est ou au sud de Moscou témoignent d'une nette tendance à la détérioration. Cette polarisation des tendances traduit parfaitement la conjoncture économique de l'époque. Tandis que le centre, le nord et l'ouest ont connu leurs pires moments pendant la guerre civile en 1918-1919 et ont commencé à s'en sortir à partir de 1920, les zones est et sud sont dévastées par la guerre, et plongent à partir de 1921 dans la famine et une nouvelle crise épidémique (Adamets, 1995).

Mortalité causée par les maladies infectieuses

A l'évidence les proportions simulées dépendent du modèle choisi, et surtout des taux de létalité que l'on a appliqué au préalable. Dans l'hypothèse d'une faible progression de la létalité pendant la crise, on obtient les valeurs minimales de mortalité infectieuse, qui déterminent en 3 ans entre 19 % et 23 % de décès selon les modèles. Par contre cette variation, aussi bien que la proportion des maladies infectieuses dans la mortalité générale, augmentent considérablement, si on applique l'hypothèse d'une forte progression de la létalité pendant la crise. Dans ce cas, la part des 8 maladies infectieuses varie entre 28 % selon le modèle linéaire et 37 % selon le modèle exponentiel. Aucun modèle ne simule un lien évident entre la mortalité épidémique et la famine. D'une part, les régions qui sont frappées par la famine en 1921-22 ont les plus fortes proportions de mortalité infectieuse, ce

qui milite en faveur d'un lien positif. Il s'agit de *gubernii* d'Ekaterinbourg, de Samara, du Tatarstan et de la Tchuvachie. D'autre part, ces territoires avaient pratiquement les mêmes proportions de mortalité infectieuse avant la famine en 1920 (tableau 4).

TABLEAU 4. MULTIPLICATEURS DE SOUS-ENREGISTREMENT DU NOMBRE DE NOUVEAUX CAS DE 8 MALADIES INFECTIEUSES, ET PROPORTIONS DE CES MALADIES SUR L'ENSEMBLE DES DÉCÈS, SELON LE MODÈLE LINÉAIRE

| Région | Territoires | Multiplicateur | | | Proportions | | |
|-----------------|-----------------------------------|----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | | 1920 | 1921 | 1922 | 1920 | 1921 | 1922 |
| Nord | Arkhangel, Severo-Dvine, Kostroma | 4,02 | 2,58 | 1,86 | 0,19 | 0,15 | 0,13 |
| Sud | Toula, Kaluga, Brjansk | 1,63 | 2,21 | 1,71 | 0,23 | 0,15 | 0,13 |
| Centre | Moscou, Jaroslavl, Tver, Vladimir | 1,71 | 1,62 | 1,36 | 0,20 | 0,12 | 0,14 |
| Ouest | Novgorod, Pskov, Smolensk | 1,33 | 2,58 | 2,15 | 0,16 | 0,13 | 0,10 |
| Est et Oural | Ekaterinburg, Saratov, Nijnij | 1,61 | 2,00 | 2,36 | 0,22 | 0,18 | 0,22 |
| Autonomies | Tchuvashe, Tatare ASSR | 2,14 | 2,98 | 4,46 | 0,24 | 0,24 | 0,25 |
| Capitales | Moscou-ville, Leningrad-ville | 3,48 | 5,75 | 4,18 | 0,23 | 0,20 | 0,24 |
| <i>Ensemble</i> | | <i>1,81</i> | <i>2,37</i> | <i>2,51</i> | <i>0,21</i> | <i>0,17</i> | <i>0,19</i> |

Conclusion

Le point fort de cette modélisation de la morbidité pendant la crise pandémique russe entre 1920 et 1922 est qu'elle permet à la fois d'obtenir une représentation régionale de la crise et d'introduire les corrections de sous-enregistrement aux cas déclarés de maladies. La modélisation dévoile un sous-enregistrement important et va à l'appui de calculs extrêmes de cas de maladies infectieuses. Elle prouve que même dans les régions contrôlées par le N.K.Z., les organismes sanitaires enregistrèrent à peine la moitié des cas de maladies. On peut envisager de développer les modèles, d'abord en introduisant les nouvelles séries de maladies infectieuses (la scarlatine, la coqueluche, la rougeole, la dysenterie etc.). Enfin, cette approche donne des arguments pour extrapoler les multiplicateurs de sous-enregistrement à l'ensemble des territoires de l'URSS, et donc pour présenter l'ensemble de la crise pandémique à cette époque.

BIBLIOGRAPHIE

- ADAMETS S.V., 1995 - Catastrophes démographiques en Russie Soviétique en 1918-1923 : crises alimentaire, épidémique et de la mortalité. E.H.E.S.S., Moscou-Paris, (Thèse de doctorat).
- O.S.S., octobre 1944 - Research and Analysis Report, n° 1688.
- ROTBERG R.I., RABB T.K. (ed. par), 1985 - *Hunger and History*, Cambridge, Mass., Harvard University Press.
- TARASSEVITCH L., 1922 - Les épidémies en Russie depuis 1914, 1ère partie, Renseignements épidémiologiques, n°2., Société des Nations, Organisation d'Hygiène.
- TOMILIN S.A., 1925 - L'hygiène publique dans la population rurale de l'Ukraine, Genève, Société des Nations, Organisation d'Hygiène.
- Ts.S.U., Annuaire statistique en 1918-1920, en 1921, en 1922 et 1923, Moscou, 1921-1924.
- WHEATCROFT S.G., 1986 - « Public health in Russia during the War, Revolution and Famines, 1914-1923 : Moscow, Petrograd and Saratov », Conference on the History of Russian and Soviet Public Health, University of Toronto, may 7-10.
- *BAROJAN O.V., 1968 - Résultats de la lutte mi - centenaire contre les épidémies, Moscou (en russe).
- *VOLKOV E.Z., 1930. - Mouvement de la population en 80 ans, Moscou (en russe).
- *DOBREJTZER, 1923. - [dans : Cinq ans de la médecine soviétique], Moscou, N.K.Z. RSFSR (en russe).