

Le profil par âge de la mortalité violente liée aux conflits armés

Christophe BERGOUIGNAN, Khalid ELJIM

Comptasec, Université de Bordeaux

La notion de conflit armé recouvre une grande diversité de situations, tant sur le plan des objectifs politiques que sur celui de la capacité militaire des protagonistes ou sur celui de la durée et de l'étendue des affrontements. Un génocide, une guerre de positions, une révolution, une guérilla ou encore une série de frappes aériennes, n'ont évidemment pas les mêmes conséquences pour les populations concernées. Cette évidence, qui renvoie à l'énoncé même du type de conflit armé considéré, ne permet toutefois pas de rendre compte, à elle seule, de la variété de ces conséquences. De ce point de vue, et si l'on excepte les décès de combattants, le profil démographique de la mortalité violente liée aux conflits reste peu documenté. L'objet de ce texte est de tenter d'identifier comment ces profils varient en fonction du type de conflit. Faute de données disponibles, il n'est guère envisageable de prétendre à une méta-analyse couvrant l'intégralité des types de conflit. On se limite donc ici à l'exploration de quelques cas [Afghanistan 2007-2009, Burundi 1993-2001, France 1915, Irak 2003-2006, Kosovo 1999, Rwanda 1994-(1995)]¹ pour lesquels on dispose d'informations – néanmoins très inégales – sur le profil par âge de la mortalité (ici mesurée par des taux). Cette analyse exploratoire permet toutefois de repérer certaines régularités, mais aussi de formuler certaines hypothèses expliquant des résultats pas toujours attendus, et, ce faisant, de mieux comprendre la logique de certaines des manifestations paroxystiques de la violence politique.

¹ Certains des conflits ici étudiés n'étaient pas encore achevés lorsque les collectes ont été réalisées (Enquête socio-démographique et de santé de la reproduction au Burundi en 2002 – ESDSR Burundi 2002), voire ne sont toujours pas achevés à la date actuelle (Afghanistan, Irak), ce qui explique que les périodes ici mentionnées comme étant étudiées ne couvrent pas toujours les conflits dans leur totalité. Dans le cas burundais, la partie du conflit non couverte par les données utilisées (2002-2005) correspond à des phases de moindre intensité. Par ailleurs, concernant le Rwanda, la période 1994-1995 est sans doute trop large, puisqu'il est probable que seule l'année 1994 ait été effectivement concernée par le conflit, du moins si l'on s'en tient aux événements survenus sur le sol rwandais. L'étendue ici excessive de la période étudiée (1994-1995) provient de la formulation de la question sur la survie des frères et sœurs des enquêtés dans les enquêtes EDS, qui, pour l'enquête de 2005, ne permet pas de définir précisément l'année de surmortalité (Bergouignan, 2013). Selon les données de l'EDS Rwanda 2005, certaines concentrations de décès seraient susceptibles d'être datées en 1994 ou en 1995 (*v. infra*). Enfin, concernant la France, la grande similitude des profils de mortalité entre les différentes années de la guerre 1914-1918 a conduit à se limiter à l'analyse de la seule année 1915.

TABLEAU 1 : DONNÉES ET MÉTHODES DE MESURE

Conflit analysé ou partie de conflit analysée	Traitement de l'information ici opéré	Sources de données	Méthode de mesure de la mortalité	Méthode d'estimation de la mortalité violente liée au conflit
Afghanistan 2007-2009	Traitement de données individuelles d'enquête	AMS 2010	Calcul direct des taux par âge fondé sur les déclarations des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours des 5 dernières années	Taux spécifiques par âge fondés sur la déclaration de la cause de décès (plutôt détaillée), la distinction de la cause violente liée au conflit apparaît pour les décès des 3 dernières années
Burundi 1993-2001	Traitement de données individuelles d'enquête avec participation de l'équipe à la collecte	ESDSR 2002	Calcul direct des taux par âge fondé sur les déclarations des enquêtés de 14 ans et plus sur la survie de leurs enfants et de tous les enquêtés sur la survie de leurs parents	Taux spécifiques par sexe et âge fondés sur la déclaration sommaire de la cause de décès
France 1915	Utilisation de tables de mortalité existantes	État civil	Transformation des quotients en taux par âge	Différence entre les taux par sexe et âge de mortalité générale de 1915 et ceux de 1921
Irak 2003-2006	Utilisation de résultats publiés dans la littérature	Enquêtes spécifiques Université Johns Hopkins ; IFHSSG*	Calcul direct des taux par âge fondé sur les déclarations des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours des 5 dernières années ¹	Répartition des décès par âge et taux spécifiques par sexe et âge fondés sur la déclaration de la cause de décès (relativement détaillée si décès violents)
Kosovo 1999	Traitement de données individuelles d'enquête avec participation de l'équipe à la collecte	ESDSR 1999	Calcul direct des taux par âge fondé sur les déclarations des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours des 12 derniers mois	Taux spécifiques par sexe et âge fondés sur la déclaration sommaire de la cause de décès
	Utilisation de résultats publiés dans la littérature	Enquête spécifique OMS**- CDC***	Calcul direct des taux par âge fondé sur les déclarations des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours des 18 derniers mois	Taux spécifiques par sexe et âge fondés sur la déclaration sommaire de la cause de décès
Rwanda 1994-(1995)	Traitement de données individuelles d'enquête	EDS 2000, 2005, 2010	Calcul direct des taux par âge fondé sur les déclarations des femmes enquêtées de 15-49 ans sur la survie de leurs enfants et de leurs frères et sœurs	Différence entre les taux par sexe et âge de mortalité générale de 1994-1995 et ceux de 1986-1993

* IFHSSG : Iraq Family Health Survey Study Group ; **OMS : Organisation mondiale de la santé ; ***CDC : Center for Disease Control.

¹ Dans l'enquête de l'Université Johns Hopkins, la période de référence est de 4,5 années, alors que, pour l'enquête de IFHSSG, elle est de 5,5 années.

Données et méthodes de mesure de la mortalité violente liée aux conflits

Les informations ici utilisées sont très diverses, sur le plan :

- de la forme (résultats déjà publiés, estimations à partir de données agrégées, estimations à partir de données individuelles issues ou non d'une collecte à laquelle l'équipe a participé) ;
- de la façon dont la mortalité peut être mesurée (état civil, déclaration d'enquêtés lors de collectes rétrospectives sur la survie : des membres de leur ménage, de leurs enfants, de leurs parents, de leurs frères et sœurs) ;
- de la décomposition de la mortalité mesurée selon la cause (aucune connaissance de la cause de décès et estimation par différence, déclaration sommaire de la cause de décès – conflit, autre cause – ou légèrement plus détaillée).

Le tableau suivant résume les données utilisées et la façon dont elles ont été exploitées pour chaque conflit dont la mortalité violente est ici analysée (des explications plus détaillées sont fournies en annexe).

La diversité des profils de mortalité violente liée aux conflits

Quasiment imputable aux seules pertes militaires, la très forte sur-mortalité des hommes de 20-39 ans observée en France pour l'année 1915 (figure B en annexe) constitue le profil démographique archétypique de la mortalité combattante. Aussi, c'est implicitement le profil de mortalité violente qui est considéré comme « normal » dans un conflit. De ce point de vue, la mortalité violente liée au conflit du Kosovo de 1999 (figure 1) et mesurée par deux sources distinctes, apparaît comme tout à fait atypique. Non seulement les femmes sont loin d'être épargnées, mais, pour les hommes comme pour les femmes, le risque d'être tué par le conflit s'accroît avec l'âge pour atteindre son niveau maximal pour les 75-89 ans, l'augmentation avec l'âge s'accéléralant après 60 ans.

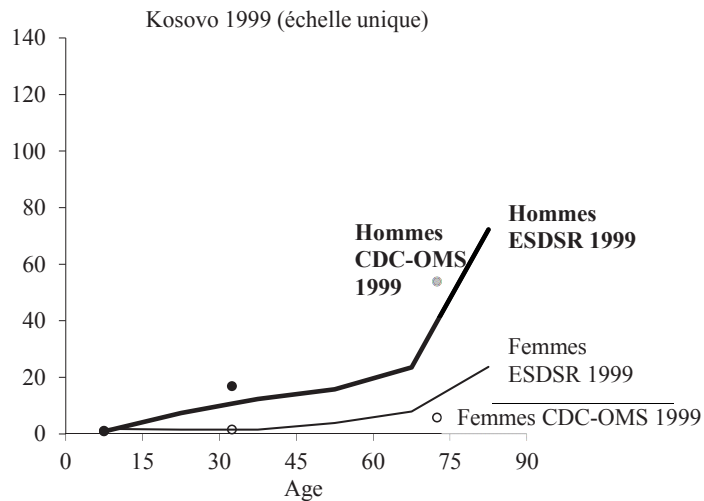
Sans présenter un profil parfaitement semblable à celui observé au Kosovo en 1999, les taux estimés de mortalité violente liée au conflit rwandais de 1994-(1995) augmentent eux aussi avec l'âge et atteignent leur niveau maximal pour les 45-59 ans, qui constituent le groupe d'âge le plus élevé pour lequel la mortalité peut être estimée à partir des EDS Rwanda¹ (figure 2). Au-delà de l'ampleur de la sur-mortalité violente liée au conflit, nettement supérieure au Rwanda², on signale deux différences notables entre le Kosovo 1999 et le Rwanda 1994-(1995). D'une part, l'augmentation avec l'âge des taux de mortalité

¹ Comme on l'a signalé en annexe, la restriction de la question sur la survie des autres membres de leur fratrie aux seules femmes enquêtées de 15-49 ans, rend très fragile le calcul de taux de mortalité pour les 65 ans et plus.

² Surtout si l'on considère la sous-estimation des taux résultant des corrélations intra-familiales de la mortalité (très accrue par la dimension génocidaire du conflit rwandais) et la mesure de ces derniers pour la période 1994-(1995), alors qu'il est très probable que la concentration de la sur-mortalité violente liée au conflit concerne la seule année 1994.

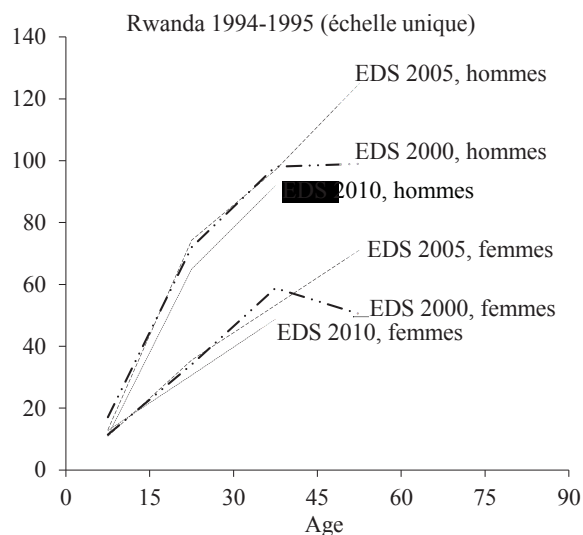
violente liée au conflit rwandais est beaucoup plus précoce, avec des 15-29 ans déjà fortement touchés et un rythme d'accroissement de ces taux au fil des âges beaucoup plus régulier. D'autre part, l'écart entre hommes et femmes est plus réduit au Rwanda qu'il ne l'est au Kosovo. C'est particulièrement vrai pour les 15-44 ans, avec des taux de mortalité violente liée au conflit entre 5 et 7,5 fois supérieurs pour les hommes du Kosovo par rapport aux femmes, contre un facteur de l'ordre de 2 au Rwanda.

Figure 1. Taux de mortalité violente liée au conflit (pour 1000 personnes.années), estimé à partir de la cause déclarée de décès, selon l'enquête.



Sources : ESDSR 1999 ; Enquête spécifique OMS-CDC.

Figure 2. Taux de mortalité violente liée au conflit (pour 1000 personnes.années) estimé par l'écart avec années voisines « sans accident de mortalité »* (EDS Rwanda).



* Il s'agit des années 1986-1993, pour lesquelles les quelques épisodes de violence politique n'ont conduit qu'à un nombre limité de victimes.

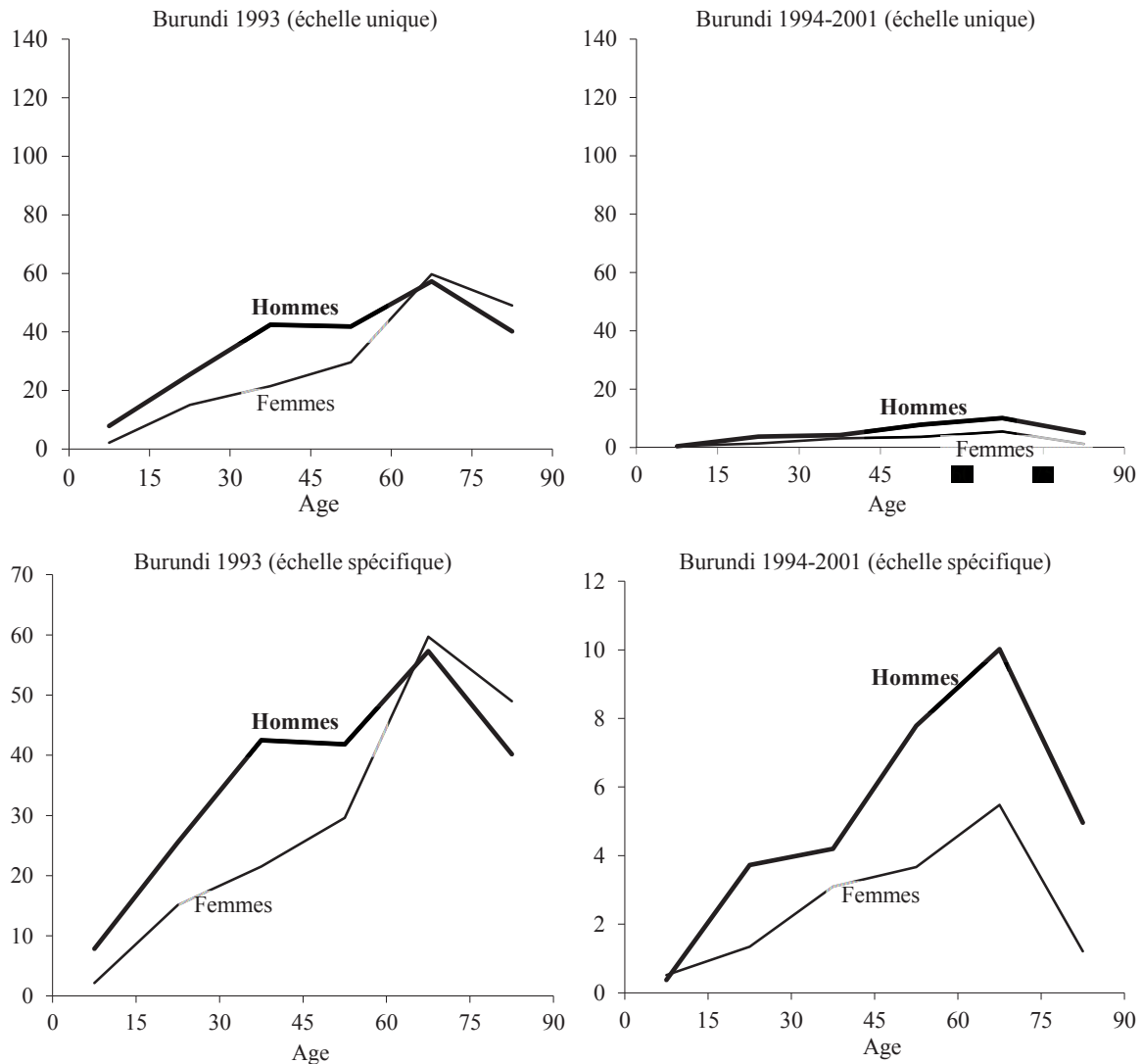
Source : EDS 2000, 2005 et 2010.

Les deux phases du conflit burundais (massacres de masse à caractère génocidaire en 1993, violence plus diffuse et diversifiée – guérilla, massacres, pillages et répression aveugle – en 1994-2001) montrent des profils de mortalité violente liée au conflit eux aussi très éloignés du profil associé à la seule mortalité combattante. Avec une ampleur beaucoup plus limitée (mais néanmoins loin d'être modeste, surtout si on la rapporte aux quelques jours durant lesquels les massacres de masse sont intervenus), la mortalité violente observée en 1993 au Burundi présente quelques similitudes avec le profil rwandais. Comme pour le Rwanda, l'augmentation avec l'âge de la mortalité violente liée à la première phase du conflit burundais est précoce (avec des taux assez élevés dès 15-29 ans). Le niveau maximal de cette mortalité violente liée au conflit est atteint à 60-74 ans, des taux un peu plus faibles étant observés pour les 75-89 ans. Plus encore qu'au Rwanda en 1994-(1995), l'écart entre hommes et femmes en matière de mortalité violente liée au conflit est faible au Burundi en 1993 et tend à s'inverser aux âges élevés (taux quasiment égaux à 60-74 ans et légèrement supérieurs pour les femmes à 75-89 ans). Avec une sur-mortalité violente beaucoup plus faible (taux entre 5 et 10 fois inférieurs), la deuxième phase du conflit burundais (1994-2001) présente un profil assez proche de celui observé durant la première phase (1993). Deux différences doivent cependant être signalées :

- l'écart entre hommes et femmes est plus important au cours de la deuxième phase qu'il ne l'était au cours de la première ;
- la baisse des taux avec l'âge, à 75-89 ans, est nettement plus accusée au cours de la deuxième phase qu'elle ne l'était au cours de la première.

En Irak, en 2003-2006, la mortalité violente liée au conflit semble essentiellement concentrée sur les hommes de 15-59 ans, les taux étant très faibles chez les moins de 15 ans, les femmes et les 60 ans et plus (Burnham *et al.*, 2006 ; Alkhuzai *et al.*, 2008). Bien que le niveau des taux de mortalité violente liée au conflit irakien pour les années 2003-2006 diffère fortement entre l'enquête de l'Université Johns Hopkins et celle de l'IFHSSG, la concentration de la sur-mortalité sur les hommes de 15-59 ans y apparaît dans les deux cas. Cette convergence de profil démographique, malgré l'importante divergence de niveau, constitue un argument de robustesse en faveur d'une mortalité violente liée au conflit irakien pour les années 2003-2006 qui, sans épargner totalement les autres groupes, touche surtout les hommes adultes d'âge actif. En ce sens, la mortalité violente liée au conflit irakien présenterait, au moins pour les années 2003-2006, un profil intermédiaire entre un conflit à mortalité combattante et un conflit intérieur ethnique. Si une part de cette concentration pourrait provenir des pertes militaires irakiennes au cours du premier mois de conflit, selon les deux enquêtes, la large (voire très large, selon l'une des deux sources) majorité des décès déclarés sont survenus après avril 2004. Autrement dit, il semble que les pertes militaires irakiennes ne participent que de façon modeste à cette concentration de la sur-mortalité sur les hommes d'âge actif, ce qui pourrait signifier qu'elle provient essentiellement de la guérilla (ce qui serait cohérent avec la subdivision des décès selon la cause violente détaillée proposée par une des enquêtes – Burnham *et al.*, 2006 –, qui conclut que plus de la moitié des décès violents résulte de blessures par balles).

Figure 3. Taux de mortalité violente liée au conflit (pour 1000 personnes.années), estimé à partir de la cause déclarée de décès dans l'ESDSR 2002, selon la période.



Source : ESDSR 2002.

En tenant compte des importantes réserves formulées en annexe quant à la qualité des données de mortalité issues de l'AMS Afghanistan 2010, on peut néanmoins conclure que, pour la période 2007-2009, la mortalité violente liée au conflit afghan (sans doute très sous-estimée par l'enquête) a beaucoup moins touché les moins de 15 ans et les femmes qu'elle n'a touché les hommes adultes. Cette concentration très probable de la mortalité violente liée au conflit afghan sur les hommes adultes pourrait s'apparenter au profil de mortalité de guerre de l'Irak en 2003-2006. Il est toutefois difficile de savoir si elle est totalement semblable à ce qui est observé pour le conflit irakien, avec une concentration sur les jeunes hommes d'âge actif, ou si elle est plus dispersée sur l'ensemble des hommes adultes. En effet, les résultats de l'AMS Afghanistan 2010 ne permettent pas de comparer la mortalité violente liée au conflit des jeunes hommes d'âge actif avec celle des hommes plus âgés, tant les taux correspondant aux 45 ans et plus reposent sur un petit nombre de décès déclarés.

Synthèse, interprétations et discussion

Selon la nature du conflit, le profil de la mortalité violente qui en résulte semble varier assez fortement.

On observe une évidente concentration de cette sur-mortalité sur les jeunes hommes d'âge actif au cours des conflits qui opposent et tuent essentiellement des militaires, le front occidental de la guerre de 1914-1918, dont la mortalité française de 1915 est une illustration, étant, à cet égard, quasiment archétypique.

Un conflit mélangeant affrontement militaire, guérilla, actions terroristes et répression, comme l'Irak de la période 2003-2006 (et peut-être l'Afghanistan des années 2007-2009), engendre une concentration assez semblable de mortalité violente sur les jeunes hommes d'âge actif. Elle est cependant légèrement moindre que dans un conflit à mortalité essentiellement combattante, puisque d'autres groupes sont touchés, mais dans des proportions très inférieures. Autrement dit, ce sont la guérilla et sa répression par les forces de sécurité locale, auxquelles participent visiblement surtout des jeunes hommes d'âge actif, qui dans un tel contexte, semblent engendrer la mortalité violente liée au conflit la plus intense.

Un profil radicalement différent est observé dans les conflits comportant une forte dimension ethnique (Burundi 1993-2001, Kosovo 1999, Rwanda 1994-(1995)), avec, dans certains cas (Burundi 1993, Rwanda 1994-(1995)), un caractère génocidaire. De façon générale, pour ces conflits, la mortalité violente qui en découle tend à augmenter avec l'âge, avec d'assez faibles écarts entre hommes et femmes, se réduisant encore au-delà de 45 ans. Les proportions de personnes de 45 ans et plus étant relativement faibles dans ces populations, notamment au Burundi et Rwanda, cette mortalité violente liée au conflit, plus intense pour les 45 ans et plus, ne se traduit pas par une part très importante de victimes âgées dans le total des décès. Cet effet démographique mécanique qui tend à masquer l'intensité des violences subies par les 45 ans et plus, pourrait expliquer la relative méconnaissance de ce phénomène qui peut sembler surprenant. En effet, s'il peut paraître logique que, dans un conflit ethnique, les femmes soient fortement touchées (au Burundi, en 1993, presque autant que les hommes), la croissance au fil des âges des taux de mortalité violente liée à un tel conflit est moins attendue. De ce point de vue, la relativement faible intensité avec laquelle les moins de 15 ans sont touchés par cette mortalité causée par les massacres génocidaires peut autant surprendre que l'importance relative des taux de mortalité violente liée au conflit chez les 45 ans et plus. Plusieurs hypothèses peuvent permettre d'expliquer cette mortalité violente liée aux conflits ethniques qui s'accroît avec l'âge.

Concernant les enfants et leurs taux de mortalité violente liée au conflit ethnique relativement faibles, on peut supposer, de façon non exclusive :

– que, étant moins connus que les adultes, notamment dans une population à forte fécondité, où les adultes pèsent peu au regard d'un vaste groupe des moins de 15 ans, il est donc peut-être plus aisé pour les enfants de se dissimuler et d'échapper aux massacres ;

– que leur âge, notamment pour les plus jeunes d’entre eux, provoque une certaine compassion, conduisant certains des tueurs à les épargner, mais surtout les familles des groupes ethniques non visés à les recueillir pour les faire échapper à ces massacres.

Concernant les 45 ans et plus, avec des taux de mortalité violente liée au conflit ethnique relativement élevés, on peut envisager deux hypothèses, là aussi non exclusives l’une de l’autre :

– une fuite moins fréquente résultant d’une propension à la mobilité possiblement inférieure. Aux âges les plus élevés (75-89 ans), cette mobilité peut en partie résulter d’une plus faible capacité physique au déplacement et à la fuite. Pour les 60-74 ans, et plus encore pour les 45-59 ans, l’argument des aptitudes physiques paraît moins pertinent. On peut donc aussi imaginer que, du fait d’un plus fort enracinement (à l’habitation et aux terres éventuellement possédées, ainsi qu’à l’environnement naturel et social), les 45 ans et plus auraient aussi une moindre capacité psychologique à la fuite ;

– une plus grande notoriété et un rôle symbolique important. Dans les communautés rurales, les personnes âgées ont, par elles-mêmes, une certaine notoriété. Celle-ci est sans doute renforcée dans les populations à forte fécondité, où les plus âgés ont un faible poids démographique (comme au Burundi ou au Rwanda, mais aussi au Kosovo, où la fécondité était encore élevée dans les années 1980) qui fait des membres de ce groupe d’âge des « personnes relativement rares ». De façon plus générale, l’accession aux responsabilités politiques, économiques ou sociales se fait souvent au-delà de 40 ans, de sorte que les 45 ans et plus comprennent une proportion de personnes ayant accédé aux responsabilités plus importante que tous les autres groupes d’âge. Ces responsables, sur-représentés au sein des 45 ans et plus, ont évidemment une plus grande notoriété, mais ils risquent aussi, du fait de leurs responsabilités, notamment si elles sont politiques, d’être spécifiquement visés par les massacres. Enfin, on peut imaginer que les personnes âgées aient, indépendamment de leurs responsabilités, un rôle symbolique important dans la communauté. Ainsi, maltraiter les personnes âgées, et, plus encore, les assassiner, *a fortiori* publiquement, constituerait une façon d’humilier symboliquement l’ensemble de cette communauté.

Au-delà des régularités observées qui permettent de classer les conflits ici étudiés en trois groupes (conflit à mortalité combattante, « guérilla » et conflit ethnique), on constate des spécificités qui, tout en enrichissant l’analyse, conduisent à certaines interrogations. Contrairement au Burundi 1993 et au Rwanda 1994-(1995), pour lesquels l’augmentation avec l’âge de la mortalité violente liée au conflit se manifeste dès le groupe 15-29 ans, au Kosovo 1999, cet accroissement des taux avec l’âge est surtout net à partir de 60 ans et s’accélère encore à partir de 75 ans. On peut donc se demander si :

– au Kosovo 1999, l’augmentation assez tardive de ces taux avec l’âge révélerait plutôt soit l’impossibilité physique de fuite, soit l’intention d’humilier symboliquement la communauté par l’assassinat des plus âgés ;

– alors que, au Burundi 1993 et au Rwanda 1994-(1995), l’accroissement plus précoce de ces taux avec l’âge révélerait à la fois la moindre fuite des plus âgés, l’intention d’humilier

symboliquement la communauté et l'existence de priorités dans l'intention de tuer, avec un « ciblage » des personnes ayant des responsabilités politiques, économiques ou sociales.

On peut, par ailleurs, s'interroger sur le fait que le conflit rwandais de 1994-(1995), à très forte dimension ethnique et génocidaire, présente un écart de mortalité violente entre hommes et femmes supérieur à ce qu'on observe au Burundi en 1993. Cela amène à se demander si la différence entre hommes et femmes serait plus faible lors de brefs (quelques journées) mais très intenses massacres à dimension génocidaire, que ce qu'elle est lors d'un génocide davantage planifié et plus long (environ 100 jours), où des listes comprenant en priorité des hommes pourraient avoir été utilisées.

On peut aussi s'interroger sur le fait que, au-delà de ses taux très inférieurs, la guérilla burundaise¹ des années 1994-2001 présente un profil de mortalité violente globalement plus proche de celui observé au Burundi en 1993, lors des massacres de masse, qu'il ne l'est de celui présenté par la guérilla irakienne. C'est un peu comme si la dimension ethnique du conflit burundais conditionnait davantage le profil des victimes que la forme prise par l'opposition armée.

¹ Nommée « rébellion » au Burundi.

ANNEXE METHODOLOGIQUE CONCERNANT LA MESURE DE LA MORTALITE VIOLENTE LIEE AUX CONFLITS ARMES

1. La nature des informations mobilisées

S'agissant des résultats déjà publiés, la souplesse d'exploitation et la connaissance détaillée des conditions de collecte sont évidemment moindres que dans les autres cas. Les principales conséquences de ces limites sont :

- une définition peu précise des groupes d'âges au sein desquels la mortalité est mesurée (parfois réduits à trois groupes – moins de 15 ans, 15-59 ans, 60 ans et plus –, voire sans distinguer les hommes et les femmes pour les moins de 15 ans et les 60 ans et plus) ;
- la présentation des résultats sous la forme d'une répartition par âge des décès violents et non sous la forme de taux par âge (Burnham *et al.*, 2006), autrement dit, sans neutraliser les éventuels effets de structure ;
- la difficulté à évaluer la qualité des résultats produits lorsqu'ils divergent entre les publications (c'est ici le cas en termes de niveau, pour l'Irak, Burnham *et al.*, 2006 ; Alkhuzai *et al.*, 2008, les profils par âge étant plus convergents) ;

– et la quasi-impossibilité d'estimer la mortalité violente liée au conflit lorsque la cause de décès n'a pas été collectée. Cette quasi-impossibilité provient d'une décomposition par périodes des mesures de mortalité parfois assez inadaptée à cette estimation, situation évidemment absente de ce texte, qui ne s'appuie sur des résultats déjà publiés que lorsque la cause de décès a été déclarée lors de la collecte (les deux sources concernant l'Irak et une des deux sources concernant le Kosovo).

S'agissant des estimations à partir de données agrégées ici réalisées (France 1915), ces trois contraintes existent théoriquement aussi, mais leurs conséquences pratiques sont en fait assez différentes. Les tables de mortalité générale construites pour les hommes et les femmes par Jacques Vallin et France Meslé (Vallin et Meslé, 2001) sont annuelles et beaucoup plus détaillées sur le plan de l'âge que tous les autres résultats présentés dans ce texte. De même, la qualité des mesures de la mortalité issues de l'état civil français de 1915 est supérieure à celle des mesures obtenues à partir des enquêtes rétrospectives à l'origine des autres résultats ici comparés.

S'agissant des estimations issues du traitement de données individuelles d'enquêtes rétrospectives (Afghanistan, Burundi, Kosovo et Rwanda), la souplesse d'exploitation est théoriquement très grande, notamment concernant les croisements de variables et la définition des groupes au sein desquels la mortalité violente liée au conflit est estimée. La relative faiblesse des effectifs de décès déclarés par les enquêtés, notamment lorsqu'une précision conjoncturelle annuelle est nécessaire pour isoler des phases spécifiques du conflit (année 1993 au Burundi ou 1999 au Kosovo), implique toutefois de calculer des indices pour des groupes d'âges assez larges (10 voire 15 années d'âge, comme on l'a fait ici).

Enfin, l'expertise issue de la participation au processus de collecte des données (Burundi, Kosovo) et, plus généralement, la connaissance du terrain et des éléments contextuels permettent de mettre en perspective les résultats de façon plus approfondie.

2. Les méthodes de mesure de la mortalité

La mesure de la mortalité à partir des données d'état civil ne pose, *a priori*, pas de problème particulier lorsque celui-ci enregistre correctement les décès (France 1915). Cette condition n'est toutefois pas remplie dans de nombreux pays dans lesquels les conflits, notamment récents, se manifestent [Afghanistan 2007-2009, Burundi 1993-2001, Irak 2003-2006 et Rwanda 1994-(1995)]. De plus, même lorsque l'état civil fonctionnait de façon satisfaisante, il arrive fréquemment que le conflit lui-même ou des épisodes qui y sont associés perturbent lourdement ce fonctionnement. Au Kosovo, bien avant le conflit armé de 1999, une bonne partie de la population albanophone ne déclarait plus les événements d'état civil à l'administration yougoslave en raison de l'hostilité se développant entre les différentes communautés. C'est la raison pour laquelle le recours aux enquêtes rétrospectives s'impose fréquemment pour mesurer la mortalité violente liée aux conflits.

Le principe général de la mesure de la mortalité par enquête rétrospective est d'interroger les enquêtés sur la survie de leurs proches. Plusieurs stratégies de collecte (selon la nature du lien entre l'enquêté et le proche dont il rapporte la survie), non exclusives les unes des autres, peuvent néanmoins être mobilisées suivant cette logique.

Dans la quasi-totalité des enquêtes démographiques rétrospectives, des enquêtés (le plus souvent uniquement les femmes d'âge fécond, mais pas obligatoirement) sont interrogés sur la survie de leurs enfants. C'est notamment le cas des Enquêtes démographiques et de santé (EDS) pour lesquelles les femmes de 15-49 ans enquêtées sont interrogées sur la survie des enfants auxquels elles ont donné naissance. On utilise ici ces données pour les EDS Rwanda 2000, 2005 et 2010. L'AMS (Afghanistan Mortality Survey) 2010 présente la même question, mais les déclarations correspondantes ne sont pas ici exploitées. Dans l'Enquête socio-démographique et de santé de la reproduction (ESDSR) réalisée en 1999 au Kosovo, toutes les femmes de 14 ans et plus enquêtées sont interrogées sur la survie de leurs enfants. Dans l'ESDSR réalisée en 2002 au Burundi, tous les 14 ans et plus enquêtés sont interrogés sur la survie de leurs enfants. L'estimation des indices de mortalité à partir de ces questions sur la survie des enfants des enquêtés peut se faire soit par calcul direct, soit par le recours à des régressions statistiques déjà étalonnées (Nations unies, 1983 ; Moutlrie *et al.*, 2013). Dans ce texte, les indices de mortalité issus des données rétrospectives sur la survie des enfants des enquêtés sont obtenus par calcul direct, entre autres parce que ces régressions pré-étalonnées ne sont guère adaptées à la mesure d'une mortalité violente liée aux conflits qui ne présente, par nature, pas les régularités qui ont justement permis de construire et de paramétrer de telles régressions.

Dans certaines enquêtes démographiques (ESDSR Burundi 2002 et quelques EDS), les enquêtés sont interrogés sur la survie de leurs parents¹. L'ESDSR Burundi 2002 se différencie néanmoins de beaucoup d'enquêtes dans lesquelles les enquêtés sont interrogés sur la survie de leurs parents par le fait que, dans ces enquêtes, la question sur la survie des parents ne comporte qu'assez rarement l'année du décès éventuel de chacun d'entre eux et quasiment jamais une tentative (même approximative) de datation de leur année de naissance². L'année de naissance et l'année de l'éventuel décès des parents des enquêtés, ainsi que le nombre total de frères et sœurs des enquêtés survivants à la date de l'enquête permettent le calcul direct d'indices de mortalité à partir des données de l'enquête. En l'absence de ces informations, et disposant de la seule connaissance de la survie ou du décès des parents des enquêtés, on peut estimer des indices de mortalité des adultes à partir des proportions d'orphelins auxquelles on applique les coefficients de régression pré-étalonnées (Nations unies, 1983 ; Moultrie *et al.*, 2013). Là encore, s'agissant de mesurer la mortalité violente liée à un conflit, le recours aux régularités sur lesquelles sont fondées ces régressions est parfaitement inadapté, d'où l'intérêt de pouvoir procéder au calcul direct, comme c'est le cas avec l'ESDSR Burundi 2002.

Dans la plupart des EDS récentes, les femmes de 15-49 ans enquêtées sont interrogées sur la survie des autres membres de leur fratrie. Initialement conçue pour estimer la mortalité maternelle (méthode dite « des sœurs »), cette question permet de mesurer la mortalité récente des 5-64 ans et la mortalité plus ancienne en limitant la borne supérieure de cet intervalle à des âges un peu inférieurs. En effet, la restriction des répondantes à la tranche d'âge des 15-49 ans rend délicat d'estimer la mortalité récente au-delà de 64 ans en se fondant sur la survie de membres de leur fratrie n'ayant qu'assez rarement un écart d'âge de plus de 15 ans avec les enquêtées. Ainsi, plus la période pour laquelle la mesure de la mortalité proposée est éloignée de la date de l'enquête, moins les âges pour lesquels la mesure de la mortalité peut être réalisée sont élevés. Comme pour les autres questions sur la survie des proches, il est possible de procéder à un calcul direct d'indices de mortalité à partir des déclarations des enquêtées sur la survie de leurs frères et sœurs. Trussel et Rodriguez (1990), ont montré que, en écartant les enquêtées du dénominateur, et sous certaines hypothèses, le calcul direct fournit une estimation non biaisée des indices de mortalité adulte. Il est par ailleurs possible de recourir à des régressions pré-étalonnées pour construire un indice de mortalité adulte récente, mais, ici

¹ Ce qui implique corollairement d'interroger les enquêtés sur leur nombre total de frères et sœurs survivants à la date de l'enquête, sans toutefois demander d'autres précisions sur le destin de ces autres membres de la fratrie, comme c'est le cas dans le questionnaire de l'ESDSR Burundi 2002. L'absence dans de nombreuses enquêtes, où les enquêtés sont interrogés sur la survie des parents, de la question portant sur le nombre total de frères et sœurs des enquêtés survivants à la date de la collecte, et l'absence de précision sur l'année du décès éventuel de chaque parent, s'expliquent par le fait que la question sur la survie des parents est surtout utilisée pour calculer des proportions d'orphelins. Ces dernières sont, par ailleurs, elles-mêmes utilisées pour construire des indices de mortalité des adultes *via* l'application de coefficients de régressions pré-étalonnées.

² Dans l'ESDSR Burundi 2002, la difficulté à dater l'année de naissance des parents des enquêtés a été en partie réduite par la mise en place d'un axe historique permettant de reconstruire l'histoire généalogique de l'ensemble des membres du ménage et de la croiser avec l'histoire locale, régionale et nationale.

aussi, les régularités sur lesquelles s'appuient ces régressions ne correspondent guère à la mortalité violente liée à un conflit. C'est pourquoi on recourt ici au calcul direct des indices de mortalité en se fondant sur les déclarations des enquêtés des EDS Rwanda 2000, 2005 et 2010 sur la survie des autres membres de leur fratrie, bien que les hypothèses permettant, selon Trussell et Rodriguez (1990), d'aboutir à des mesures non biaisées, soient loin d'être réunies dans un contexte de violences politiques¹.

Enfin, dans la plupart des enquêtes organisées dans le but de mesurer les conséquences démographiques des conflits, et parfois dans d'autres enquêtes, les référents des ménages enquêtés sont interrogés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours de la période précédant la collecte. La durée de cette période varie suivant les enquêtes (1 an pour les ESDSR Burundi 2002 et Kosovo 1999 et 5 ans pour l'AMS Afghanistan 2010), mais elle excède très rarement les 5 ans. En effet, les indices de mortalité obtenus par exploitation des données issues des déclarations des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage, rapportent les décès ainsi déclarés à la somme des durées d'appartenance au ménage (qui correspond aux personnes.années présentes dans le ménage). La construction du dénominateur suppose donc de connaître avec précision les entrées et sorties concernant les ménages enquêtés. Si ces entrées et sorties sont des naissances et des décès, leur énumération et leur datation seront assez aisées. S'agissant d'autres événements (création du ménage, installation d'un nouveau membre ou décohabitation), l'énumération et la datation de ces entrées et sorties resteront aisées s'ils concernent une période récente et relativement brève. Elles deviendront en revanche beaucoup plus délicates et confuses si la durée de cette période s'allonge et si, ce faisant, elle correspond à des situations plus anciennes, notamment lorsque le ménage comprend plusieurs lignages. C'est la raison pour laquelle ce type de collecte n'est guère adapté aux conflits très longs, surtout si, comme c'est le cas au Burundi, la phase la plus aiguë du conflit intervient à son début, en 1993, soit 9 ans avant l'enquête. Aussi, les mesures de la mortalité violente liée au conflit burundais ne se fondent pas sur les déclarations des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours de l'année précédant la collecte. La relative brièveté du

¹ De manière générale, les corrélations du risque de décéder entre les membres d'une même famille (elles peuvent résulter de maladies transmises entre ascendants – génétiquement ou lors de la grossesse-accouchement-allaitement – ou lors de situations d'exposition communes à l'environnement physique ou social) se traduisent par une sous-estimation des indices de mortalité issus des déclarations des enquêtés sur la survie de leurs proches lors d'une collecte rétrospective. Ces corrélations intra-familiales de la mortalité ne peuvent naturellement qu'être accrues par un conflit, notamment s'il comporte une dimension génocidaire (ce qui est le cas du Rwanda, mais aussi du Burundi, la dimension ethnique du conflit du Kosovo pouvant, à un moindre degré, favoriser aussi ce type de corrélations). Ces corrélations, et leur renforcement lié au conflit étudié, sont évidemment de nature à biaiser les analyses ici proposées. Néanmoins, une étude fondée sur des micro-simulations (Bergouignan, 2011) permet de montrer que, si ces corrélations entraînent une sous-estimation de l'ensemble des indices [de l'ordre de 16 % pour l'année 1993 au Burundi ; en appliquant le même type de programme de micro-simulations, on estime qu'elle pourrait atteindre 34 % pour 1994-(1995) au Rwanda], cette importante sous-estimation n'est que faiblement corrélée à l'âge, et ne modifie donc que de façon négligeable le profil par âge de la mortalité violente liée aux deux conflits.

conflit du Kosovo, du moins dans sa phase armée, permet au contraire de mesurer la mortalité violente qui en résulte en s'appuyant sur les déclarations des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours de l'année précédant la collecte. Concernant l'Afghanistan, la situation est plus complexe puisque la phase armée du conflit n'est ni particulièrement brève, ni proche de l'enquête. En revanche, à la différence du conflit burundais, le conflit afghan n'a pas connu de phase suraiguë très distincte du reste du conflit. De plus, dans l'AMS Afghanistan 2010, la déclaration des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage porte sur plusieurs années précédant la collecte et couvre donc une partie plus importante de la période de conflit. La qualité des données issues de cette question dans l'AMS Afghanistan 2010 semble néanmoins très problématique, avec une sous-déclaration visiblement très importante (Afghan Public Health Institute *et al.*, 2011).

3. De la mesure de la mortalité à l'estimation de la mortalité violente liée au conflit

On peut principalement recourir à deux méthodes pour distinguer ce qui, dans la mortalité générale, correspond à la mortalité violente liée au conflit : utiliser la cause de décès, si elle est déclarée ; calculer la différence entre les indices de mortalité générale correspondant aux années de conflit et ceux correspondant à une période supposée « sans accident de mortalité ».

Lorsque l'information est disponible, le plus simple et le plus efficace consiste à s'appuyer sur la cause de décès déclarée ou constatée. Distinguer de façon pertinente les causes morbides de décès les unes des autres suppose de mobiliser un appareil statistique et sanitaire relativement élaboré, sans rapport avec une enquête démographique rétrospective. Il est, en revanche, relativement aisé, avec une telle enquête, d'isoler les décès résultant de violences politiques, tant ils sont spécifiques dans la vie des enquêtés. Dans certains cas, les enquêtes s'arrêtent à cette distinction sommaire (ESDSR Kosovo 1999 et Burundi 2002), dans d'autres cas, la décomposition est un peu plus précise (Irak 2003-2006). Pour les opérations de collecte rétrospective ici exploitées, cette démarche visant à distinguer les décès violents liés au conflit de l'ensemble des autres décès n'est pas associée à toutes les questions relatives à la survie des proches des enquêtés. De manière générale, elle l'est d'autant moins que la mesure de la mortalité liée au conflit fait explicitement partie des objectifs de l'enquête. Dans les EDS Rwanda 2000, 2005 et 2010, cette distinction entre décès liés au conflit et autres décès n'est associée à aucune des formes d'interrogation des enquêtés sur la survie de leurs proches (enfants ou frères et sœurs des femmes de 15-49 ans enquêtées¹). Dans l'AMS Afghanistan 2010, la distinction entre décès liés au conflit et autres décès est associée à la déclaration des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours des 3 dernières années (le détail de cette décomposition est très développé, puisqu'il a été procédé à une autopsie verbale). La très nette sous-déclaration des décès à cette

¹ On signale néanmoins que, comme dans les autres EDS, les décès maternels sont distingués parmi ceux de leurs sœurs déclarés par les femmes de 15-49 ans enquêtées.

question semble toucher particulièrement les décès résultant du conflit, de sorte que les résultats obtenus sont à considérer avec prudence. La distinction entre décès liés au conflit et autres décès n'étant associée à la déclaration des femmes de 15-49 ans enquêtées ni sur la survie des autres membres de leur fratrie¹, ni sur la survie de leurs enfants, aucune autre information ne peut suppléer cette mauvaise qualité des déclarations des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres du ménage. Dans l'ESDSR Kosovo 1999, la distinction entre décès liés au conflit et autres décès est associée à la déclaration des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours de la dernière année. Elle n'est en revanche pas opérée pour les décès survenus chez les enfants déclarés par les femmes de 14 ans et plus enquêtées. Dans l'ESDSR Burundi 2002, la distinction entre décès liés au conflit et autres décès est associée à la déclaration des enquêtés de 14 ans et plus sur la survie de leurs enfants, comme à la déclaration des enquêtés sur la survie de leurs parents. Cette distinction est aussi associée à la déclaration des référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage au cours de la dernière année. Toutefois, ces dernières données ne seront pas utilisées, car elles ne portent que sur une année peu significative d'un conflit qui, en 2002, durait depuis 9 ans, ces 9 années étant, par ailleurs, intégralement couvertes par les deux autres formes de déclaration de la mortalité (survie des enfants et des parents des enquêtés).

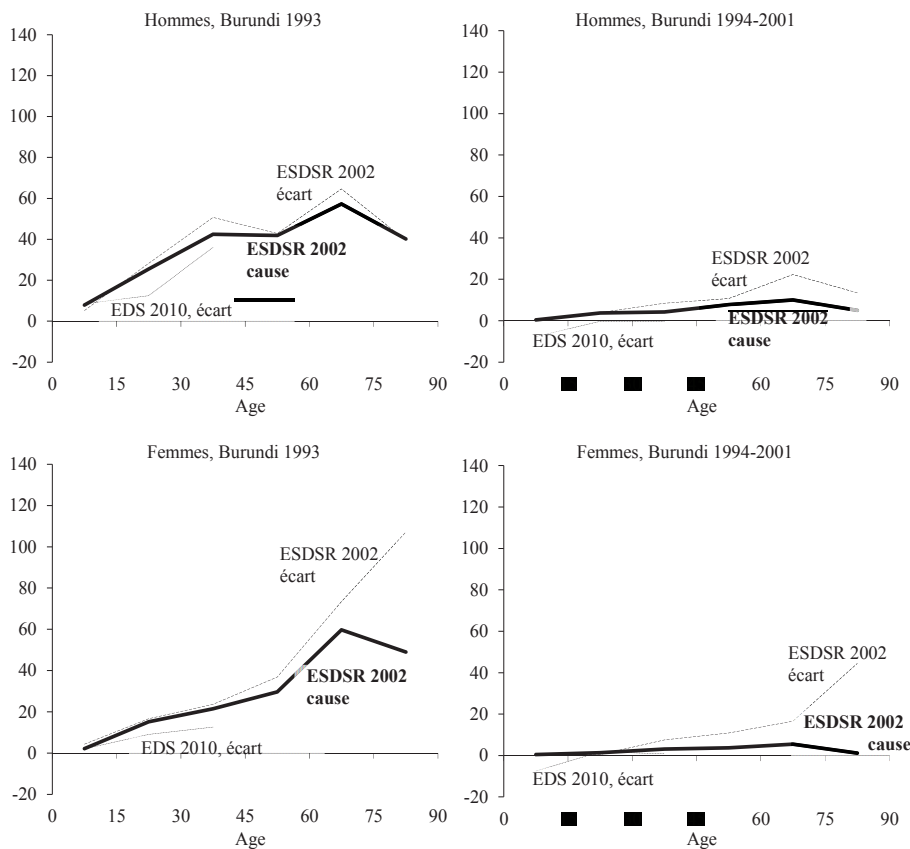
Lorsque l'on ne peut pas distinguer les décès violents liés au conflit des autres décès, on calcule la différence entre les indices de mortalité générale correspondant aux années de conflit et ceux correspondant à une période supposée « sans accident de mortalité ». Pour présenter un quelconque intérêt, cette option méthodologique, très approximative, implique un conflit engendrant une sur-mortalité très importante et/ou très concentrée sur certains groupes. C'est d'autant plus vrai que la notion de période « sans accident de mortalité » est assez imprécise et permet simplement d'écarter, pour la comparaison, les indices de mortalité d'années marquées par une autre sur-mortalité clairement identifiée et isolée dans le temps (épidémie ou catastrophe naturelle, par exemple). Les EDS Rwanda 2000, 2005 et 2010 ne distinguant pas les décès liés au conflit des autres décès déclarés par les enquêtés, cette méthode est utilisée pour estimer la mortalité violente liée au conflit rwandais. La période pour laquelle cette mortalité violente est estimée est 1994-(1995), car, l'optique de la série des EDS Rwanda n'étant pas de mesurer les conséquences du conflit, les déclarations des femmes de 15-49 ans sur la survie de leurs enfants et de leurs frères et sœurs ne précisent pas l'année d'un éventuel décès, mais l'âge au décès et l'année de naissance (déclaration du décès d'un enfant) et l'âge au décès et la durée écoulée entre le décès et l'enquête (déclaration du décès d'un frère ou d'une sœur). Autrement dit, il n'est pas toujours possible de connaître, à une année près, l'année du décès déclaré. Le problème se pose pour l'EDS Rwanda 2005, ce qui oblige à produire des indices de mortalité mélangeant les années 1994 et 1995, puisqu'il est impossible, sur un plan strictement formel, d'écarter l'éventualité que l'année 1995 connaisse une concentration de sur-mortalité. Il est néanmoins probable qu'il n'y ait qu'une seule

¹ Voir la note précédente.

concentration de décès liée au conflit et que cette dernière concerne uniquement 1994. L'ampleur de la sur-mortalité ici observée pour 1994-1995 au Rwanda, pourrait donc, en fait, être doublée. Pour le Rwanda, la période 1986-1993 constitue la référence permettant d'estimer par différence la sur-mortalité violente de 1994-1995 liée au conflit. Si les années 1986-1993 peuvent, au Rwanda, être considérées comme dépourvues « d'accident de mortalité », elles n'en sont pas moins touchées par une sur-mortalité croissante, conséquence de la diffusion du VIH-Sida dans la population, laquelle s'est probablement poursuivie en 1994-1995 (à un rythme toutefois beaucoup moins rapide, dans cette partie de l'Afrique, que dans les années 1980). Ainsi, dans la différence entre les mortalités générales de 1994-1995 et de 1986-1993, tout n'est pas attribuable au conflit, mais une partie, sans doute assez modeste vu l'ampleur du pic de mortalité de 1994-(1995), résulte de la hausse de la mortalité par Sida. De même, dans la part qui est attribuable au conflit, tout ne résulte pas des violences, puisque la détérioration des conditions de vie liée au conflit a pu engendrer, pour 1994-1995, une hausse de la mortalité par d'autres causes pour les personnes en situation de fragilité (jeunes enfants, personnes âgées, grossesses et accouchements). Si, pour le Rwanda, cette autre sur-mortalité liée au conflit ne peut être distinguée de la sur-mortalité violente liée au conflit, pour le Burundi, on peut comparer la mortalité mesurée par cause violente liée au conflit à l'ensemble de la différence entre mortalité générale des différentes phases du conflit et mortalité générale d'une période « sans accident de mortalité » (ici, 1985-1992). La figure 1 montre ainsi que, en 1993, année de forte sur-mortalité liée aux massacres de masse des 22, 23 et 24 octobre, la différence avec la mortalité générale de 1985-1992 n'est pas uniquement composée de la mortalité violente liée au conflit, notamment pour les femmes les plus âgées. Toutefois, l'intensité de la sur-mortalité violente liée au conflit est telle que la différence entre les mortalités générales de l'année 1993 et de la période 1985-1992 donne une idée approximative mais modérément déformée du niveau et du profil par âge de la mortalité violente liée au conflit mesurée à partir de la cause sommaire de décès déclarée. Sur ce plan, l'EDS Burundi 2010, qui fournit les mêmes informations que la série des EDS Rwanda 2000, 2005 et 2010, conduit à des résultats semblables, bien que légèrement inférieurs, lorsqu'elle se fonde sur la différence entre la mortalité générale pour l'année 1993 et pour la période 1985-1992. On peut donc considérer que, pour le Rwanda, où la sur-mortalité de 1994-1995 est quasiment deux fois supérieure à celle observée au Burundi en 1993, la différence entre les mortalités générales de 1994-1995 et de la période 1986-1993 donne une idée très représentative du niveau et du profil par âge de la mortalité violente liée au conflit. En revanche, pour les années 1994-2001 au Burundi, période durant laquelle la violence présentait une forme plus diffuse associant guérilla, massacres, pillages et répression aveugle, se traduisant par une bien moindre sur-mortalité, la différence avec la mortalité générale de la période 1985-1992 ne rend compte ni du niveau, ni du profil par âge de la mortalité violente liée au conflit. De façon encore plus nette, l'application de cette méthode pour les années 1994-2001 au Burundi, à partir des données de l'EDS 2010, conduit à des résultats nuls voire absurdemment négatifs. Autrement dit, cette méthode estimant la mortalité violente liée au conflit par la différence entre les mortalités générales des années de conflit et d'une période présumée « sans accident de mortalité » ne peut pas être utilisée lorsque la sur-mortalité

violente connaît une intensité modeste, notamment lorsque son profil par âge diffère modérément de celui de la mortalité générale. C'est la raison pour laquelle, malgré la sous-déclaration probablement forte des décès violents liés au conflit dans l'AMS Afghanistan 2010, à la question posée aux référents des ménages enquêtés sur la survie des autres membres de leur ménage, on se fondera, avec prudence, sur ces résultats très sous-estimés. Procéder, comme pour les EDS Rwanda, à partir des déclarations des femmes de 15-49 ans enquêtées sur la survie de leurs enfants et sur la survie de leurs frères et sœurs, en calculant la différence entre la mortalité générale estimée pour la période de conflit et une période présumée « sans accident de mortalité », serait, en effet, encore plus incertain. D'une part, contrairement au Rwanda 1994-(1995), le conflit est proportionnellement nettement moins meurtrier, tout en étant beaucoup moins concentré dans le temps. Or l'intensité et/ou la concentration sont nécessaires pour que le calcul de la différence entre la mortalité générale de la période de conflit et d'une période présumée « sans accident de mortalité » puisse apporter de l'information, comme c'est le cas pour le Burundi en 1993 (figure A), mais pas pour la deuxième phase du conflit burundais (1994-2001). D'autre part, pour le Rwanda, on dispose de plusieurs EDS dont les résultats tendent à se conforter les uns par rapport aux autres, ce qui n'est pas le cas pour l'Afghanistan, pour lequel seule l'AMS 2010 existe.

Figure A. Taux de mortalité violente liée au conflit (pour 1000 personnes.années) selon la méthode d'estimation (cause de décès déclarée dans ESDSR 2002 ou écart avec années voisines « sans accident de mortalité »* – ESDSR 2002 et EDS 2010 –).

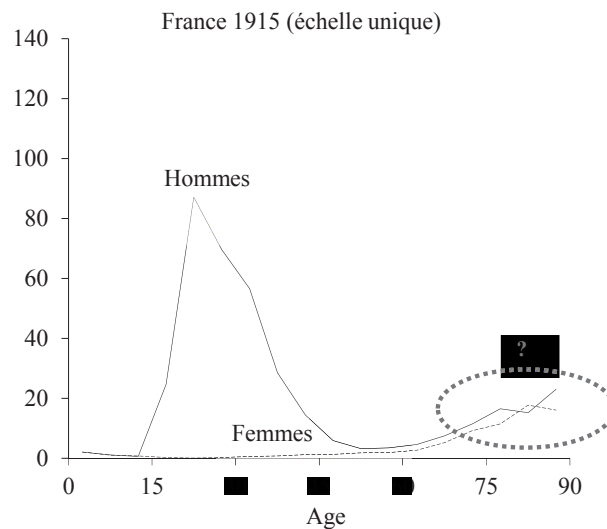


* Ici il s'agit des années 1985-1992, pour lesquelles les quelques épisodes de violence politique ont été très localisés et n'ont conduit qu'à un nombre très limité de victimes.

Sources : ESDSR 2002 et EDS 2010.

L'application à la mortalité en France en 1915 de cette méthode estimant la mortalité violente liée au conflit par la différence entre les mortalités générales des années de conflit et d'une période présumée « sans accident de mortalité » (ici l'année 1921, après la forte perturbation de la mortalité par la grippe dite « espagnole »), conduit à un résultat contrasté (figure B). Elle permet à la fois de mettre en évidence la forte sur-mortalité des hommes de 20-39 ans au front, effectivement violente et liée au conflit, mais elle exprime aussi la sur-mortalité des hommes comme des femmes aux âges élevés, liée, elle, à la détérioration probable des conditions de vie.

Figure B. Taux de mortalité violente liée au conflit (pour 1000 personnes.années) estimé par l'écart avec années voisines « sans accident de mortalité »* (Etat Civil France).



* Il s'agit de l'année 1921, de façon à ne pas prendre en compte la mortalité résultant de la grippe dite « espagnole ».

Source : état civil France.

Bibliographie

AFGHAN PUBLIC HEALTH INSTITUTE et COLLAB., 2011, *Afghanistan Mortality Survey 2010*, ICF Macro (<https://dhsprogram.com/pubs/pdf/FR248/FR248.pdf>).

ALKHUZAI A.H. *et al.*, 2008, « Violence-Related Mortality in Iraq from 2002 to 2006 », *New England Journal of Medicine*, 358, p. 484-493.

BERGOUIGNAN CH., 2004, *L'usage des confrontations en analyse démographique*, Rapport pour l'habilitation à diriger des recherches, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

BERGOUIGNAN CH. et BLAYO CH., 2005, « Conséquences démographiques des conflits : méthodes et résultats de deux enquêtes (Kosovo 1999, Burundi 2002) », *IUSSP International Population Conference*, Tours (<http://iussp2005.princeton.edu/download.aspx?submissionId=51451>).

BERGOUIGNAN CH., 2007, “Les recours aux enquêtes rétrospectives dans l’analyse démographique des conflits”, *Taking Stock of Data Needs and Monitoring for the Millennium Development Goals in Developing Countries*, IUSSP.

BERGOUIGNAN CH. et MALHERBE P., 2009, « Tentative d’estimation de la mortalité de crise selon l’ethnie pour le conflit burundais de 1993 », *IUSSP International Population Conference*, Marrakech
(<http://iussp2009.princeton.edu/download.aspx?submissionId=91051>).

BERGOUIGNAN CH., 2011, « Recourir aux micro-simulations pour étudier la mortalité de crise : illustration par la mortalité au Burundi en 1993 », *Cahiers québécois de démographie*, vol. 40, n° 2, p. 299-329.

BERGOUIGNAN CH., 2013, « Transition de la mortalité et crise politique au Burundi », in Philippe Cordazzo et Brigitte Fichet (dir.), *Transition, passage en sciences sociales*, Strasbourg, Néothèque, p. 314-340.

BLACKER J., 1984, “Experience in the Use of Special Mortality Questions in Multi-Purpose Surveys: The Single-Round Approach”, in United Nations, *Data Bases for Mortality Measurement*, p. 79-89.

BLACKER J., MUKIZA-GAPERRE J., 1988, “The Indirect Measurement of Adult Mortality in Africa: Results and Prospects”, in *African Population Conference*, Dakar, Sénégal, 7-12 novembre 1988, p. 23-38.

BRASS W., HILL K., 1973, “Estimating Adult Mortality in Africa from Orphanhood”, *Proceedings of the International Population Conference*, Liège, p. 11-23.

BURNHAM G., LAFTA R., DOOCY S., ROBERTS L., 2006, “Mortality After the 2003 Invasion of Iraq: A Cross-Sectional Cluster Sample Survey”, *The Lancet*, vol. 368, n° 9545, p. 1421-1428.

CHRÉTIEN J.-P. et DUPAQUIER J.-F., 2007, *Burundi 1972. Au bord des génocides*, Paris, Karthala.

GAKIDOU E., KING G., 2006, “Death by Survey: Estimating Adult Mortality Without Selection Bias”, *Demography*, vol. 43, n° 3, p. 569-585.

HILL K., TRUSSELL J., 1977, “Further Developments in Indirect Mortality Estimation”, *Population Studies*, 31, p. 313-334.

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE DU RWANDA et ORC MACRO, 2006, *Rwanda Enquête démographique et de santé 2005*, ORC Macro
(<https://dhsprogram.com/pubs/pdf/FR180/FR180.pdf>).

INSTITUT DE STATISTIQUES ET D’ÉTUDES ÉCONOMIQUES DU BURUNDI et COLLAB., 2012, *Burundi Enquête démographique et de santé 2010*, ICF International
(<https://dhsprogram.com/pubs/pdf/SR193/SR193.pdf>).

- MASQUELIER B., 2008, « Minorités ethniques et mortalité adulte en Afrique subsaharienne », Colloque de l'Aidelf, Québec (<http://www.erudit.org/livre/aidelf/2008/001540co.pdf>).
- MASQUELIER B., 2009, “Revisiting Indirect Methods Based on Orphanhood Data With Micro-Simulations”, *IUSSP international population conference*, Marrakech (<http://iussp2009.princeton.edu/abstractViewer.aspx?submissionId=92438>).
- MOULTRIE T., DORRINGTON R., HILL A., HILL K., TIMÆUS I., ZABA B., 2013, *Tools for Demographic Estimation*, IUSSP, UNFPA.
- NATIONAL INSTITUTE OF STATISTICS OF RWANDA et COLLAB., 2012, *Rwanda Demographic and Health Survey 2010*, ICF Macro (<https://dhsprogram.com/pubs/pdf/FR259/FR259.pdf>).
- NATIONS UNIES, 1983. *Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation*.
- NATIONS UNIES, 1996, *Rapport sur le génocide de 1993 au Burundi*.
- NATIONS UNIES, 1999, *Rapport de la commission indépendante d'enquête sur les actions de l'Organisation des Nations unies lors du génocide de 1994 au Rwanda*.
- OBERMEYER Z., MURRAY CH.J.L., GAKIDOU E., 2008, « Fifty Years of Violent War Deaths from Vietnam to Bosnia: Analysis of Data from the World Health Survey Programme », *British Medical Journal*, vol. 336, n° 7659.
- OFFICE NATIONAL DE LA POPULATION et ORC MACRO, 2001, *Rwanda Enquête Démographique et de Santé 2000*, ORC Macro (www.dhsprogram.com/pubs/pdf/FR125/FR125.pdf).
- SPAGAT M., GUERRERO SERDÁN A.G. *et al.*, 2009, “The Reliability of Cluster Surveys of Conflict Mortality: Violent Deaths and Non-Violent Deaths”, *IUSSP international population conference*, Marrakech (<http://iussp2009.princeton.edu/download.aspx?submissionId=90963>).
- SPIEGEL P., SALAMA P., 2000, “War and Mortality in Kosovo, 1998-99: an Epidemiological Testimony”, *The Lancet*, 355, p. 2204-2209.
- TIMÆUS, I., 1986, “An Assessment of Methods for Estimating Adult Mortality From Two Sets of Data on Maternal Orphanhood”, *Demography*, 23, p. 435-450.
- TIMÆUS, I., 1992, “Estimation of Adult Mortality from Paternal Orphanhood: A Reassessment and a New Approach”, *Population Bulletin of the United Nations*, 33, p. 47-63.
- TRUSSEL J., RODRIGUEZ G., 1990, “A Note on the Sisterhood Estimator of Maternal Mortality”, *Studies in Family Planning*, 21, p. 344-346.
- VALLIN J. et MESLÉ F., 2001, *Tables de mortalité françaises pour les XIX^e et XX^e siècles et projections pour le XXI^e siècle*, Paris, Ined, coll. « Données statistiques ».
- WARD P., ZABA B., 2008, “The Effect of Hiv on the Estimation of Child Mortality Using the Children Surviving/Children Ever Born Technique”, *South African Journal of Demography*, vol. 11, n° 1, p. 39-73.
- WEINSTEIN W., 1976, *Historical Dictionary of Burundi*, Metuchen, Scarecrow Press.