

<https://archined.ined.fr>

# Âge à l'entrée en union des femmes en Afrique. Les données des enquêtes et des recensements sont-elles comparables?

Véronique Hertrich et Solène Lardoux

**Version**

Libre accès

## **POUR CITER CETTE VERSION / TO CITE THIS VERSION**

[Véronique Hertrich](#) et [Solène Lardoux](#), 2014, "Âge à l'entrée en union des femmes en Afrique. Les données des enquêtes et des recensements sont-elles comparables?", Population (édition française) 69: 399-431. <https://doi.org/10.3917/popu.1403.0399>

**Disponible sur / Available at:**

<http://hdl.handle.net/20.500.12204/AWRH6cd-gpz89Adaq4-K>



Véronique HERTRICH\* et Solène LARDOUX\*\*

---

## Âge à l'entrée en union des femmes en Afrique. Les données des enquêtes et des recensements sont-elles comparables ?

*L'âge d'entrée en union est une variable essentielle du calendrier conjugal et familial. Les recensements et les enquêtes démographiques offrent-ils une même estimation de cet âge ? Est-il préférable de recourir à l'une ou l'autre de ces sources ? Ces questions méritent une attention particulière pour les pays où l'enregistrement des âges pose des difficultés et où, le plus souvent, seules les données d'enquêtes sont exploitées pour l'étude de la nuptialité. En comparant l'estimation de l'âge au mariage à partir de 450 opérations de collectes –enquêtes et recensements– réalisées depuis les années 1950 dans 55 pays d'Afrique, Véronique HERTRICH et Solène LARDOUX démontrent que ces deux sources présentent chacune des biais qui jouent en sens inverse. Des erreurs d'enregistrement au moment de la collecte, spécifiques à chacune des sources, sont à l'origine de ces discordances. Il n'y a donc pas lieu de privilégier les enquêtes plutôt que les recensements pour analyser le calendrier de la nuptialité, mais plutôt de les mobiliser conjointement.*

Après un démarrage tardif –la première enquête date souvent des années 1960 et le premier recensement des années 1970–, la production de statistiques démographiques nationales a considérablement progressé en Afrique au cours des dernières décennies. Conjointement aux recensements, de périodicité décennale, de vastes programmes d'enquêtes démographiques se sont imposés, depuis les enquêtes mondiales fécondité (EMF) des années 1975-1985 jusqu'aux dernières générations d'enquêtes démographiques et de santé (EDS), auxquelles s'ajoutent des programmes plus spécifiques, comme les enquêtes PAPCHILD (*Pan Arab Project for Child Development*) et PAPFAM (*Pan Arab Project for Family Health*) de la ligue des pays arabes, les enquêtes MICS (*Multiple Indicator Cluster Survey*) pilotées par l'Unicef, ou encore des enquêtes nationales autonomes.

---

\* Institut national d'études démographiques.

\*\* Université de Montréal, Département de démographie.

Correspondance : Véronique Hertrich, Institut national d'études démographiques, 133 boulevard Davout, 75980 Paris cedex 20, tél : 33 (0)1 56 06 21 32, courriel : hertrich@ined.fr

Au final, on dispose aujourd'hui d'une quantité appréciable de données démographiques nationales, à l'échelle du continent et de la majorité des pays. Une estimation basse<sup>(1)</sup> porte à plus de 500 le nombre de recensements et d'enquêtes nationales réalisés dans les 55 pays africains de 1950 à 2010, soit en moyenne plus de 9 opérations par pays sur la période.

Bien qu'elles collectent certaines informations à l'identique, ces différentes sources de données sont rarement utilisées de manière intégrée et systématique pour étudier les tendances démographiques longues à l'échelle du continent. Ainsi en est-il des tendances de la nuptialité. Une estimation du moment de l'âge à la première union peut être obtenue à partir des recensements comme des enquêtes, en utilisant le tableau statistique de base sur la situation matrimoniale selon le sexe et l'âge. Pourtant, après les travaux fondateurs des années 1980 (Lesthaeghe *et al.*, 1989 ; van de Walle, 1996), la plupart des publications sur les tendances de la nuptialité en Afrique n'ont mobilisé qu'une sélection des données existantes<sup>(2)</sup>.

Pourquoi le potentiel d'analyses comparatives offert par les opérations statistiques disponibles est-il ainsi négligé ? Deux principaux facteurs peuvent être avancés : l'accessibilité des données (i.e. les difficultés d'accès aux données freinent leur utilisation) et la comparabilité des sources (i.e. les protocoles de collecte ne sont pas suffisamment homogènes pour garantir la comparabilité des données issues d'opérations indépendantes).

Longtemps, la diffusion tardive et limitée des résultats de recensements et d'enquêtes a été un facteur dissuasif à leur analyse. Mais la situation a considérablement évolué. Depuis le lancement des EDS, la publication rapide des résultats et l'accès aux données est de règle pour une majorité d'enquêtes en Afrique. Côté recensements, les publications sont disponibles plus rapidement et plus facilement sur les sites web des instituts statistiques nationaux, et le programme IPUMS (*Integrated Public Use Microdata Series*) met à disposition des microdonnées censitaires sur un nombre croissant de pays. Enfin, concernant la nuptialité, la mise à disposition par les Nations unies (2008, 2013) d'une base réunissant, pour chaque pays, les indicateurs issus de différentes sources, est de nature à encourager les démarches comparatives et systématiques (Ortega, 2014).

Alors que la contrainte d'accès aux données s'amointrit, la comparabilité des données issues des recensements et des enquêtes est-elle cependant suffisante pour les traiter de façon intégrée, dans un même corpus ? L'hétérogénéité des sources introduit-elle des biais dans la reconstitution des tendances longues de l'âge à l'union ? Existe-t-il des différences types entre les estimations et

(1) Basée sur les résultats de Gendreau et Gubry (2009) et de Hertrich et Lardoux (2009).

(2) Selon le cas, les tendances sont décrites en comparant les estimations du moment issues des EDS successives, en se limitant aux mesures rétrospectives issues d'une seule enquête, ou encore en comparant deux opérations dans le temps (Garenne, 2004, 2014 ; Lloyd, 2005 ; Mensch *et al.*, 2005, 2006 ; Shapiro et Gebreselassie, 2014 ; Tabutin et Schoumaker, 2004 ; Westoff, 2003).

comment sont-elles produites ? Entre les recensements et les enquêtes, peut-on déterminer laquelle des sources fournit les évaluations de meilleure qualité ?

Nous aborderons ces questions selon deux démarches. La première compare les estimations de l'âge au premier mariage tirées des recensements et des enquêtes, en mobilisant une base panafricaine sur la nuptialité réunissant plus de 450 recensements et enquêtes pour les 55 pays africains. La seconde s'appuie sur l'analyse d'un corpus de 15 enquêtes MICS ayant enregistré la situation matrimoniale à la fois au niveau du questionnaire ménage et du questionnaire individuel. Après avoir mis en évidence la fréquence et le sens des écarts entre les estimations des recensements et des enquêtes, ces analyses secondaires de données individuelles permettront d'aborder plus précisément les mécanismes à l'origine des distorsions. Au préalable une première partie examine les facteurs susceptibles de jouer sur la qualité et la comparabilité des estimations de l'âge au mariage tirées des données de recensements et d'enquêtes.

Les termes de « mariage » et « d'union » sont ici utilisés de manière interchangeable pour traiter des premières unions des femmes, sans critère de formalisation.

## **I. Pourquoi les estimations de l'âge médian au premier mariage seraient-elles différentes à partir des enquêtes et des recensements ?**

### ***L'estimation transversale : un moyen de contourner les biais de déclaration rétrospective***

En l'absence de statistiques d'état civil, il existe deux principales méthodes pour mesurer l'âge au mariage au sein d'une population : à partir des déclarations rétrospectives des enquêtés (âge ou date du mariage), ou à partir des proportions de célibataires par âge enregistrées à un moment donné. Les données rétrospectives ont le double avantage d'être fournies par la plupart des enquêtes démographiques et de se prêter à une estimation directe des tendances. Mais leur qualité est limitée par les erreurs de mémorisation, communes aux déclarations rétrospectives, auxquelles s'ajoutent des difficultés propres à l'Afrique subsaharienne pour dater les unions. D'une part, la mise en œuvre de processus matrimoniaux comportant différentes étapes et cérémonies favorise l'interprétation souple et variable du début de l'union (van de Walle, 1968 ; Mair, 1974 ; Meekers, 1992 ; Hertrich et Locoh, 1999 ; Antoine *et al.*, 2006 ; Hertrich, 1997, 2007b ; Lardoux, 2009) ; d'autre part, le recueil d'une date ou d'un âge précis reste problématique dans des contextes où ces notions sont d'usage récent (Roger *et al.*, 1981 ; Ewbank, 1981 ; Waltisperger, 1988). Le risque est alors d'enregistrer des réponses imprécises et normatives. Les travaux méthodologiques concluent à une qualité faible ou, au mieux, mitigée, de ces données rétrospectives sur l'âge au mariage en Afrique (van de Walle, 1968, 1996 ; Lesthaeghe *et al.*, 1989 ; Blanc

et Rutenberg, 1990 ; Gage, 1995 ; Hertrich et Lardoux, 2009 ; Chae, 2011). Ron Lesthaeghe (1989) et Étienne van de Walle (1968, 1996) préconisent d'y renoncer et de privilégier les indicateurs transversaux.

Les données du moment permettent d'échapper aux risques d'erreurs d'interprétation et de datation d'événements passés, en s'en tenant à la structure de la population selon le sexe, l'âge et la situation matrimoniale au moment de l'enquête ou du recensement. Selon la démarche proposée par Hajnal (Hajnal, 1953 ; Tabutin et Vallin, 1975 ; Nations unies, 1984 ; Gubry, 1984), la série des proportions de célibataires par âge peut être assimilée à celle d'une génération fictive, et résumée par un indicateur classique comme l'âge moyen ou l'âge médian au premier mariage. Quand l'entrée en union est concentrée sur une plage d'âges réduite, l'indicateur rend compte de la nuptialité des générations atteignant ces âges lors de l'enquête. En Afrique subsaharienne où la majorité des femmes se marient jeunes, l'âge médian à la première union est fortement corrélé à la proportion de célibataires à 15-19 ans et à 20-24 ans<sup>(3)</sup>. La méthode présente aussi l'avantage d'être applicable à la plupart des opérations de collecte : recensements et enquêtes recueillent généralement la situation matrimoniale et en publient un tableau statistique selon le sexe et le groupe d'âges.

### *Les variables en jeu : âge à l'enquête et situation matrimoniale*

L'âge médian au premier mariage tiré des données du moment échappe aux contraintes de l'analyse rétrospective, mais la qualité de l'indicateur reste dépendante de deux informations : l'âge et la situation matrimoniale de l'enquêté.

En règle générale, l'âge (ou la date de naissance) est une variable problématique en Afrique subsaharienne. Elle pose des problèmes de collecte, car mal connue et longtemps déconnectée des pratiques locales, et d'analyse en raison des erreurs et imprécisions des déclarations (Ewbank, 1981 ; Blanc et Rutenberg, 1990 ; Roger *et al.*, 1981 ; van de Walle, 1968 ; Waltisperger, 1988). Scolarisation, migrations et exigences administratives contribuent à une amélioration des déclarations, mais la qualité des données reste préoccupante dans la plupart des pays africains (Pullum, 2006). L'imprécision des âges pourrait être sans grande conséquence sur l'estimation de l'âge au mariage si elle était indépendante de la situation matrimoniale des enquêtées. Tel n'est pas le cas. En l'absence d'âge connu, le cycle familial fournit des repères à l'estimation. La situation matrimoniale en est un : à âge égal, la tendance sera de rajeunir une célibataire par rapport à une jeune femme mariée, le cas échéant en situant

(3) Quand l'entrée en union est précoce, l'âge médian à l'union est corrélé avec la proportion de célibataires à 15-19 ans (Lesthaeghe, 1989) ; quand elle est plus tardive, la corrélation est plus forte avec la proportion de célibataires à 20-24 ans. D'après les calculs réalisés sur la base panafricaine sur la nuptialité (cf. infra), un coefficient de corrélation du même ordre (0,95) s'observe avec la proportion de célibataires à 15-19 ans quand l'âge médian à l'union est inférieur à 21 ans, puis avec la proportion de célibataires à 20-24 ans quand l'âge médian à l'union est de 21 ans et plus.

l'enquêtée par rapport à la norme sur l'âge au mariage dans la population (Caldwell et Igun, 1971 ; Ewbank, 1981 ; Roger *et al.*, 1981 ; Blanc et Rutenberg, 1990 ; Gage, 1995).

L'enregistrement de la situation matrimoniale peut également être sujet à des erreurs ou imprécisions. Lorsque la formalisation des unions prend des contours variables, selon le critère privilégié (cérémonie, cohabitation...), un individu pourra être classé parmi les « célibataires » ou les « mariés ». La question se pose plus particulièrement pour des individus au statut matrimonial imprécis, transitoire, ou à la marge des pratiques habituelles (mariage en cours de formalisation, union non cohabitante...), le risque étant alors que la déclaration s'aligne sur la réponse attendue, en référence à l'âge ou au statut de la personne. Il est probable qu'une jeune femme ayant vécu un mariage de courte durée soit parfois enregistrée comme célibataire plutôt que divorcée ou veuve, alors qu'elle pourrait, à l'inverse, avoir des réticences à se déclarer célibataire à un âge plus élevé, où cette situation est peu valorisée.

En général, les recensements comme les enquêtes mettent l'accent sur la situation de fait, en s'en remettant à l'appréciation de la personne interrogée, sans énonciation de critère précis (Antoine, 2002 ; Lloyd, 2005). Ce pragmatisme est sans doute une bonne solution : on suppose qu'un individu interrogé chez lui saura dire spontanément, pour lui-même et les personnes partageant son logement, s'il est en couple ou l'a été dans le passé, alors que l'énonciation de critères particuliers serait source d'hésitation et introduirait de la confusion et de la complexité dans l'enregistrement. Dans certains cas, comme lors des derniers recensements au Kenya (KNBS, 2009) et en Ouganda (UBS, 2002), les manuels d'instructions demandent explicitement aux agents recenseurs d'enregistrer sans demande de précision les déclarations sur la situation matrimoniale. La catégorie « marié / en union », souvent traitée en une seule modalité, peut aussi faire l'objet d'items distincts, en distinguant « unions libres » et « mariages », situation monogamique ou polygamique. Par exemple, en Afrique du Sud (SSA), les recensements de 1996 et 2001 distinguent 3 types d'union : les unions cohabitantes (*living together like married partners*), les mariages civils et les mariages coutumiers, tandis qu'au dernier recensement (2011) ces deux dernières modalités ne sont plus différenciées. Au Mali (INSTAT), les trois premiers recensements (1976, 1987, 1998) saisissent la situation matrimoniale des hommes en prenant en compte le nombre de leurs épouses, et celle des femmes en prenant en compte le nombre de leurs mariages, tandis que le dernier recensement (2009) retient trois catégories identiques pour les deux sexes : « Marié(e) monogame », « Marié(e) polygame », « Union libre / concubinage ». L'existence de différences systématiques entre enquêtes et recensements reste une question ouverte : les enquêtes, notamment les EDS, seraient plus inclusives pour les unions cohabitantes (Blanc et Rutenberg, 1990 ; van de Walle, 1996), tandis que les recensements enregistreraient mieux les mariages sans cohabitation (Antoine, 2002 ; van de Walle, 1996). Les

catégories figurant dans les questionnaires suggèrent plutôt une diversité de situations qu'une différence nette entre recensements et enquêtes (Lloyd, 2005).

Le flou sur la situation matrimoniale et les erreurs sur l'âge associées au statut matrimonial sont des contraintes communes aux recensements et enquêtes. En revanche, les différences dans les conditions de collecte et les critères d'éligibilité sont susceptibles de produire des différences de résultats liées à la source de données.

### *Les conditions de la collecte*

Les conditions de collecte des recensements et enquêtes diffèrent au moins sur deux points : le personnel mobilisé et le statut des personnes interrogées. La question du personnel de collecte, en termes d'effectifs, de niveau de recrutement, de formation, de supervision, est considérée comme le point noir des recensements, alors que les enquêtes ont, au contraire, « la possibilité de faire appel à du personnel mieux sélectionné, mieux formé et mieux encadré » (Clairin, 1988). À ce titre, les données d'enquête sont, en règle générale, considérées de qualité supérieure à celle des recensements (Clairin, 1988 ; Tabutin, 2006). Le statut de la personne interrogée joue dans le même sens (Blanc et Rutenberg, 1990). En général, les recensements africains utilisent un questionnaire ménage rempli avec un interlocuteur, souvent le chef de ménage, tandis que les enquêtes enregistrent l'essentiel des informations, dont la situation matrimoniale, sur un questionnaire individuel rempli avec l'intéressée<sup>(4)</sup>. On s'attend à des réponses moins fiables de la part d'une tierce personne. Le chef de ménage ne connaît pas forcément la situation matrimoniale précise de chaque membre du ménage, surtout s'il accueille, comme souvent en Afrique, des personnes ne relevant pas de sa parenté proche (la parente d'une épouse, une jeune domestique...). De plus la collecte censitaire (avec répétition de questions pour chaque individu de la liste du ménage) ne se prête pas à la discussion de cas particuliers et il peut être tentant d'éviter la déclaration de situations jugées problématiques pour se conformer aux catégories attendues. Avec une enquête individuelle, on s'adresse à la personne qui a, *a priori*, la connaissance la plus précise de sa situation matrimoniale. Cela n'exclut pas les déclarations erronées, mais elles relèvent alors du choix délibéré de l'intéressée, par exemple pour occulter une situation peu valorisante. Le protocole de l'enquête contribue probablement à limiter ces biais : d'une part en raison des conditions d'entretien (confidentialité, durée, disponibilité), d'autre part parce que la situation matrimoniale donne souvent lieu à plusieurs questions et s'insère dans un ensemble de données biographiques où des incohérences peuvent être identifiées et corrigées.

(4) Dans les enquêtes, la situation matrimoniale n'est cependant pas toujours recueillie sur un questionnaire individuel. D'une part, certaines enquêtes ne comportent qu'un questionnaire ménage (par exemple les premières grandes enquêtes des années 1960 en Afrique francophone), d'autre part certaines enquêtes réservent le questionnaire individuel aux femmes non célibataires et recueillent la situation matrimoniale sur le questionnaire ménage, par exemple les enquêtes PAFAM des pays arabes, enfin d'autres la saisissent à la fois sur les questionnaires ménage et individu (enquêtes des programmes MICS-2 et EDS-V).

Ces facteurs de distorsion vont jouer sur l'estimation de l'âge au mariage en affectant la mesure de la proportion de célibataires au début de la vie adulte. Les conditions de collecte censitaire augmentent le risque d'une surestimation des célibataires à 15-19 ans : le recours à un informateur unique et le mode d'enregistrement contribuent à classer, par ignorance ou par commodité, de jeunes femmes divorcées ou veuves parmi les célibataires. La confusion autour du terme de « célibataire », synonyme de « jamais marié-e » dans les questionnaires, mais qui signifie souvent « sans conjoint » (y compris après une rupture d'union) pour le sens commun, contribue également à ce biais<sup>(5)</sup>. Dans certains recensements, par exemple au Sénégal (DPS, 2002), les enquêteurs sont alertés sur ce risque d'erreur.

### *Éligibilité et effet d'enquêteur*

Les critères d'éligibilité des enquêtés et leur synergie avec les pratiques des enquêteurs sont un autre facteur de biais, mais qui joue cette fois dans le sens d'une meilleure qualité des données censitaires. Les effets de télescopage autour des âges qui délimitent la population sujette à l'enquête ou à certains modules supplémentaires sont un phénomène connu et documenté (Arnold, 1990 ; Rutstein et Bicego, 1990 ; Marckwardt et Rutstein, 1996 ; Pullum, 2006 ; Schoumaker, 2009) : quand le questionnaire individuel porte sur les 15-49 ans, on constate souvent un déséquilibre entre les effectifs à 14 et 15 ans, et à 49 et 50 ans ; quand un module spécifique (vaccination, allaitement, comportements post-partum...) s'applique aux enfants de moins de 5 ans, il est habituel d'avoir une sureprésentation des naissances 6 ans avant l'enquête. Le phénomène est à rapporter à la conjonction de deux facteurs : la méconnaissance des âges d'un côté, et la rationalité de certains enquêteurs qui les pousse à alléger leur charge de travail en classant hors champ les individus se situant à la marge des critères d'éligibilité. Selon le protocole classique des grandes enquêtes, comme les EDS et les MICS, toutes les femmes de 15-49 ans enregistrées dans les ménages de l'échantillon sont soumises à l'enquête individuelle. Même si son questionnaire est plus court, une femme éligible en moins, c'est donc forcément une charge de travail en moins<sup>(6)</sup>. Selon les rapports EDS, la mobilité des adolescentes, obligeant à revenir dans le ménage pour les interroger, et la gêne des enquêtrices à poser des questions sur la vie sexuelle à de jeunes filles qui souvent ne l'ont pas débutée, contribueraient à ce transfert de jeunes femmes en deçà du critère d'éligibilité de 15 ans (Rutstein et Bicego, 1990 ; Marckwardt et Rutstein, 1996). Ces distorsions attribuées aux enquêteurs sont reconnues comme un problème classique dans les EDS et font désormais l'objet d'une attention particulière dans les manuels de terrain et les enquêtes de contrôle

(5) Ce facteur de confusion se retrouve en anglais, dans les termes *single* et *never married*.

(6) L'effet d'enquêteur a également été noté sur un autre critère d'éligibilité, figurant dans les premières enquêtes EDS et retiré par la suite : le fait d'avoir passé la nuit précédente dans le ménage, dont le taux s'avérait artificiellement sous-estimé parmi les femmes de 15-49 ans (Rutstein et Bicego, 1990 ; Marckwardt et Rutstein, 1996).

(ICF Macro, 2009, 2011). Ce risque de biais est moins présent dans les recensements car la plupart des questions s'appliquent à l'ensemble de la population, quel que soit l'âge ; il n'y a donc pas d'intérêt pour l'agent recenseur à sous ou sur-estimer l'âge de la personne (Rutstein et Bicego, 1990)<sup>(7)</sup>. S'il y a sous-estimation de l'âge des femmes de 15-16 ans, on s'attend à ce qu'elle touche d'abord celles qui n'ont pas les attributs de l'âge adulte, comme les célibataires, ce qui se traduira par une sous-estimation de la proportion de célibataires à 15-19 ans et donc de l'âge médian au premier mariage dans les enquêtes.

En définitive, il y a plusieurs raisons d'envisager que les mesures du moment de l'âge au mariage puissent être différentes selon qu'on utilise les données de recensement ou d'enquête. Il existe vraisemblablement une tendance commune à sous-estimer la valeur réelle de l'indicateur, du fait du rajeunissement des jeunes femmes célibataires dans des contextes de méconnaissance des âges. Deux facteurs s'y greffent, avec comme effet convergent l'estimation plus élevée par les recensements que par les enquêtes de la proportion de célibataires à 15-19 ans et donc de l'âge médian au premier mariage. Il s'agit d'une part des conditions de la collecte, plus favorables à l'estimation par l'enquête, et d'autre part des critères d'éligibilité et des effets d'enquêteurs plus favorables à l'estimation censitaire.

Dans quelle mesure ces différences attendues se retrouvent-elles dans la réalité ? Une comparaison entre les valeurs des indicateurs tirées des recensements et des enquêtes réalisés en Afrique depuis 50 ans permettra d'en juger.

## II. Comparaison des estimations à partir des recensements et des enquêtes

La cohérence entre les estimations transversales sur l'âge au mariage tirées des recensements et des enquêtes est évaluée en deux temps : d'une part en calculant, par pays et par opération de collecte, la différence entre les estimations des deux séries ; d'autre part en comparant, par pays, les tendances de la nuptialité selon les deux sources.

### *Données et indicateur*

Nous utilisons les tableaux sur la répartition de la population selon la situation matrimoniale, le sexe et le groupe d'âges réunis dans la base panafricaine de la nuptialité de l'Ined (Hertrich, 2007a). Cette base compte 453 opérations sur la période 1950-2010<sup>(8)</sup> et les 55 pays africains, dont 41 % de recensements (186) et 59 % d'enquêtes nationales (130 EDS, 46 MICS et 91 autres enquêtes). On dispose d'au moins 7 recensements et enquêtes pour 70 % des pays et d'au moins 10 opérations pour 35 % des pays. La plupart des

(7) Une comparaison entre recensements et EDS datant de la fin des années 1980 montre que ce schéma de distorsion n'apparaît pas dans les recensements (Rutstein et Bicego, 1990).

(8) Soit environ 90 % des recensements et enquêtes démographiques réalisés sur cette période.

pays comptent au moins une opération de collecte sur la période 2000-2010 (98 % des pays) et sur la décennie précédente (89 %), la couverture est plus faible mais néanmoins appréciable sur les périodes plus anciennes, deux tiers des pays ayant au moins une opération antérieure à 1970.

L'indicateur retenu, calculé sur chaque opération, est l'âge médian à la première union des femmes déduit des proportions de célibataires par groupe d'âges quinquennal<sup>(9)</sup>.

Pour chaque pays, on a deux séries de résultats, celle des recensements et celle des enquêtes. La comparaison porte sur la période couverte par les deux séries, en associant à chaque opération deux estimations : l'âge médian au mariage tiré du recensement ou de l'enquête traitée, et celui déduit par interpolation linéaire sur l'autre série. La différence entre les deux estimations, à date égale, définit notre indicateur de cohérence. Il est disponible pour 250 opérations/observations<sup>(10)</sup>, concernant 46 pays. Pour la comparaison des tendances associées aux deux sources, une restriction supplémentaire a été appliquée en excluant 4 pays dont les deux séries n'ont qu'un seul point en commun, soit au final 42 pays traités.

### *Comparaison des estimations pour l'ensemble des pays africains*

Le tableau 1 présente un bilan global, à l'échelle de l'Afrique et de ses régions, de la comparabilité des estimations de l'âge médian au mariage tirées des recensements et des enquêtes. Une cohérence à  $\pm 0,5$  an est observée dans la moitié des cas, à  $\pm 1$  an dans trois quarts des cas. La moyenne des écarts est de 0,3 an (0,8 an sur la valeur absolue des écarts). La tendance n'est pas à la réduction des discordances, au contraire, les taux les plus élevés sont enregistrés au cours de la dernière décennie (40 % d'écarts de plus d'un an en 2000-2010, soit le double des périodes antérieures) (tableau 1). Elle est sans doute à rapporter à différents facteurs, dont le recul généralisé de l'âge à l'union (Lloyd, 2005; Hertrich, 2007a; Shapiro, 2014; Ortega, 2014) qui élargit la possibilité d'observer des écarts élevés, la diversification des itinéraires d'entrée en union qui ajoute de l'imprécision sur le statut matrimonial, et la persistance des problèmes de datation (Pullum, 2006). Le degré de cohérence varie selon la région, le meilleur score étant observé en Afrique de l'Est (90 % de cohérences à  $\pm 1$  an), le moins bon en Afrique australe et centrale (36 %), l'Afrique de l'Ouest et l'Afrique du Nord ayant un score intermédiaire (75 % de cohérences à  $\pm 1$  an) (tableau 1).

(9) Il s'agit de l'âge auquel la proportion de célibataires est de 50 %. Cet âge médian est calculé par interpolation linéaire entre les classes d'âges encadrantes, selon la formule :

$$Me = (x + 2,5) + \frac{C_{(x,x+5)} - 50}{C_{(x,x+5)} - C_{(x+5,x+9)}} \times 5,$$

où  $C_{(x,x+5)}$  est la proportion de célibataires au sein du groupe d'âges  $(x, x + 5)$ .

(10) Une observation correspond à une opération pour laquelle on a pu calculer une estimation associée à la source alternative, c'est-à-dire les recensements encadrés par deux enquêtes et les enquêtes encadrées par deux recensements. Ne sont donc pas prises en considération les opérations situées aux extrêmes des séries ainsi que les opérations relevant de séries qui ne se recoupent pas dans le temps.

**Tableau 1. Écarts (estimation censitaire – estimation d’enquête) entre les estimations de l’âge médian au mariage déduites des recensements et des enquêtes, 1950-2010**

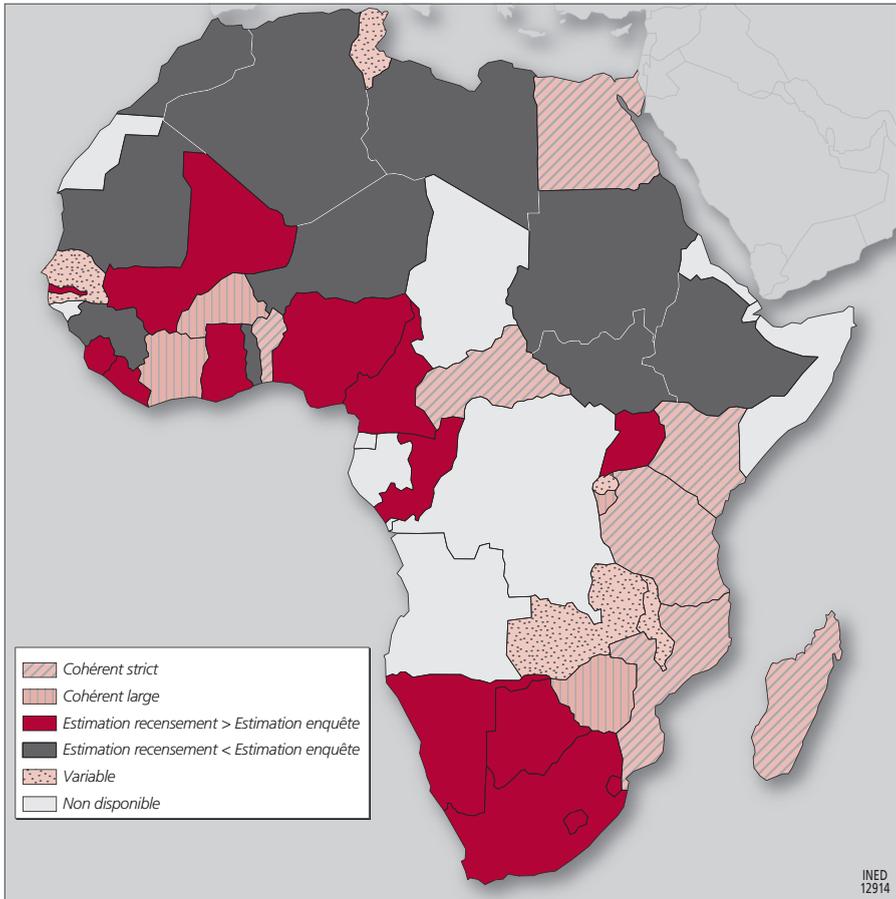
	Répartition (%) des écarts				% d'écarts entre (- 1) et (+ 1)	Moyenne		Coefficient de corrélation entre les 2 séries	Nombre d'opérations
	< (- 0,5)	(- 0,5) à (+ 0,5)	> (+ 0,5)	Total		des écarts	de la valeur absolue des écarts		
Ensemble	17	53	30	100	74	0,3	0,8	0,90	250
Par région									
Est	9	75	16	100	90	0,2	0,4	0,94	77
Ouest	19	47	34	100	75	0,3	0,7	0,90	91
Centre et Sud**	3	18	79	100	36	1,4	2,0	0,82*	39
Nord	42	56	2	100	77	-0,5	0,7	0,96	43
Afrique subsaharienne	12	52	36	100	73	0,5	0,9	0,88*	207
Par période									
Avant 1980	13	53	34	100	81	0,2	0,6	0,92	32
1980-1989	15	67	18	100	80	0,5	0,8	0,81	55
1990-1999	20	53	27	100	78	0,1	0,8	0,89	85
2000-2010	18	42	40	100	62	0,4	0,9	0,94	78
* La corrélation est affectée par deux points atypiques au Botswana. En excluant ces deux enquêtes, le coefficient de corrélation passe à 0,96 sur la région « Centre et Sud », à 0,95 sur l’Afrique subsaharienne et à 0,94 sur l’ensemble de l’Afrique. ** Compte tenu du petit nombre d’observations disponibles pour l’Afrique australe (5 pays, 24 observations) et centrale (9 pays, 15 observations) et de la proximité des schémas observés, nous avons réuni ces deux régions. Source : Base panafricaine de la nuptialité, Ined.									

### Comparaison des tendances

Comment s’organisent ces discordances dans les séries nationales : y a-t-il des différences variables ou bien des schémas d’erreurs récurrents suggérant la production d’une information statistique différente par les recensements et les enquêtes ? Pour en juger, nous avons classé les pays en 5 catégories. Les séries sont considérées comme cohérentes, au sens strict, si elles se confondent (à 0,5 an près sur tous les points) ou, au sens large, si la divergence est exceptionnelle et d’ampleur limitée. Les séries sont définies comme incohérentes si les écarts de plus de 0,5 an touchent plus de 20 % des observations, en distinguant le profil où les estimations censitaires de l’âge médian au mariage sont supérieures à celles des enquêtes, celui où elles leur sont inférieures et celui où l’écart est variable (tableau annexe A.1, figure 1)<sup>(11)</sup>.

(11) Contrairement à ce qu’on aurait pu penser, l’enregistrement d’incohérences n’augmente pas avec le nombre de points de comparaison. Au contraire, la proportion de pays rattachés aux profils cohérents augmente avec le nombre d’opérations : 19 % pour ceux qui disposent de moins de 5 points, 45 % pour ceux qui en ont au moins 8, 27 % pour ceux qui sont en situation intermédiaire.

Figure 1. Cohérence des tendances de l'âge médian au premier mariage déduites des données censitaires et des données d'enquête



Source : Tableau annexe A.1.

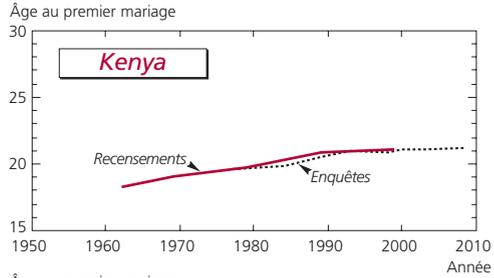
Les cas de cohérences ne concernent qu'un quart des pays (11 sur 42), par exemple le Kenya, avec une correspondance quasi parfaite des séries sur 9 points, et le Burkina Faso, avec 2 distorsions ponctuelles sur 11 points (figure 2).

Des schémas régionaux se dégagent autour des profils avec incohérences (figure 1), avec une opposition entre l'arc septentrional des pays arabes où l'âge médian au mariage estimé par les enquêtes est presque systématiquement supérieur à l'estimation censitaire, et les pays subsahariens où la discordance s'établit majoritairement dans le sens inverse. On trouve dans ce dernier groupe aussi bien des pays d'Afrique australe où l'entrée en union est relativement tardive, que d'Afrique de l'Ouest où elle est plus précoce. Les pays ne présentant pas un schéma type de discordances sont peu nombreux (5 cas) et sans localisation spécifique. La figure 2 fournit les tendances de l'Algérie, du Mali, et du Burundi, pour illustrer les trois profils d'incohérences distingués.

Figure 2. Tendances de l'âge médian au premier mariage déduites des données censitaires et des données d'enquête. Illustration selon le type d'incohérences

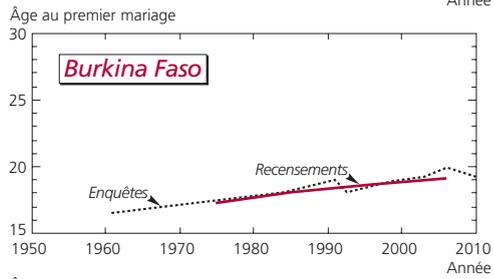
**Série cohérente - définition stricte**

L'écart entre les estimations ne dépasse jamais 0,5 an



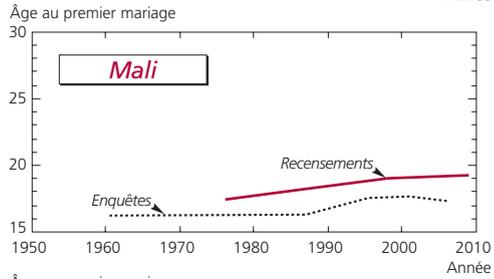
**Série cohérente - définition large**

Au maximum 20% des points ont un écart allant de 0,5 an à 1 an



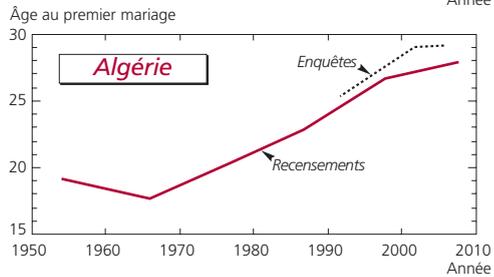
**Série avec incohérences**

Âge médian (rec) > Âge médian (enq) au maximum un point avec écart inverse



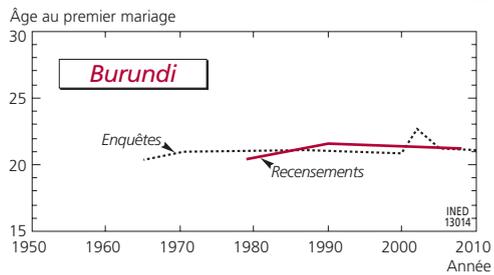
**Série avec incohérences**

Âge médian (rec) < Âge médian (enq) au maximum un point avec écart inverse



**Série avec incohérences**

Écarts variables



Source : Base panafricaine de la nuptialité, Ined.

### Deux modèles de distorsion ?

Les deux types de comparaisons (indicateurs ponctuels et tendances) entre les estimations tirées des recensements et des enquêtes convergent et confirment l'existence de différences types entre les deux sources. On constate deux modèles de distorsion géographiquement marqués : le premier, attendu et dominant en Afrique subsaharienne, qui associe aux enquêtes des âges médians au premier mariage plus jeunes que les estimations censitaires (36 % des points de comparaison et 75 % des incohérences) ; le second qui suit le profil opposé et domine dans les pays arabes (42 % des points et 95 % des incohérences) (tableau 1).

Nos comparaisons sont réalisées pays par pays et à date égale : les écarts observés ne peuvent donc pas correspondre à la réalité ; ils résultent nécessairement d'un traitement différent par les enquêtes et par les recensements d'une même réalité. Le double standard de distorsion au nord et au sud du Sahara invite à se concentrer sur les éléments des protocoles de collecte qui diffèrent entre les deux régions. La question de l'éligibilité et son traitement par les enquêteurs s'imposent alors comme des éléments incontournables du débat. En effet, dans la plupart des enquêtes des pays arabes (par exemple celles des programmes PAPCHILD ou PAPFAM), les critères d'éligibilité se distinguent du protocole classique (EDS par exemple) par la prise en compte du statut matrimonial. Les données sur la situation matrimoniale sont collectées sur le questionnaire ménage et, parmi les 15-49 ans, seules les femmes non célibataires sont soumises à l'enquête individuelle. Si, en remplissant le questionnaire ménage, les enquêteurs privilégient le classement hors des critères d'éligibilité des individus en situation imprécise, on s'attend alors à des résultats différents selon le critère d'éligibilité. La sous-estimation des célibataires à 15-19 ans, du fait d'un transfert de jeunes femmes célibataires dans le groupe d'âges inférieur, est, comme on l'a vu, une hypothèse cohérente dans le contexte subsaharien de méconnaissance des âges et de seuil d'éligibilité fixé à 15 ans. *A contrario*, il est logique que ce schéma de discordances ne se retrouve pas en Afrique du Nord, où les âges sont mieux connus et où les contraintes d'éligibilité sur la situation matrimoniale jouent plutôt en faveur d'une surestimation des célibataires par les enquêtes. Le protocole d'enquête (biais liés à l'éligibilité) fournit donc une explication au double standard de distorsion relevé au nord et au sud du Sahara. Cela ne signifie pas pour autant que les recensements fournissent des estimations fiables, mais plutôt que leur protocole similaire n'introduit pas *a priori* de biais différent selon la région.

### III. Les facteurs de distorsion. Examen empirique à partir du corpus MICS-2

Les schémas de discordance identifiés entre âges médians au mariage tirés des recensements et enquêtes permettent d'alimenter la discussion sur les facteurs

en cause, mais sans les certifier ni permettre d'évaluer s'il y a, au final, une source de données plus fiable que l'autre. Pour cela, il faudrait, en toute rigueur, pouvoir comparer les enregistrements individuels (âge et situation matrimoniale) des deux sources à des données exactes, ou à défaut, pouvoir les comparer entre eux à partir d'un appariement individuel. Nous ne disposons d'aucun de ces dispositifs. Cependant, certaines enquêtes ont enregistré la situation matrimoniale à deux reprises : sur le questionnaire ménage et sur le questionnaire individuel, permettant ainsi d'identifier des incohérences à l'échelle individuelle et d'évaluer leurs conséquences sur les indicateurs. Même si les conditions de collecte ne sont pas identiques, le volet ménage d'une enquête présente certaines caractéristiques communes avec le recensement (un répondant par ménage, une même liste de questions sur chaque individu, la non-confidentialité de l'entrevue...) et il devient possible d'approcher leurs effets. En revanche, l'effet de certaines composantes différenciant recensement et enquête nous échappent complètement (sélection, formation et encadrement des enquêteurs) et d'autres ne peuvent être approchés qu'indirectement (les critères d'éligibilité). En dépit de ces limites, l'exercice offre l'opportunité d'une approche empirique et, *a minima*, des incohérences produites à l'échelle individuelle par les différences de protocole. C'est dans cette perspective que nous analysons ici les enquêtes MICS-2, en évaluant d'une part les discordances sur la situation matrimoniale, d'autre part les erreurs sur les âges et les distorsions d'échantillon qui en résultent, enfin en essayant de se prononcer sur les données à privilégier. L'exercice est ici focalisé sur l'Afrique subsaharienne.

### *Le corpus MICS-2. Des discordances conformes au schéma observé entre les recensements et les enquêtes*

La deuxième vague des enquêtes de l'Unicef (EGIM/MICS-2), réalisée autour de l'année 2000, a enregistré la situation matrimoniale des femmes sur deux supports<sup>(12)</sup> : d'une part sur le questionnaire ménage par une question posée pour tous les membres de 15 ans au moins, d'autre part sur le questionnaire individuel destiné à chacune des femmes de 15-49 ans (annexe A.2). Ce double enregistrement de la situation matrimoniale (questionnaires « ménage » et « individuel ») est disponible pour 15 pays subsahariens<sup>(13)</sup>, dont nous avons téléchargé et traité directement les bases de données.

Une comparaison rigoureuse des deux déclarations exigerait qu'elles aient été enregistrées de manière indépendante. Cette indépendance n'est pas garantie par le protocole. Au contraire le questionnaire individuel prévoit que la situation matrimoniale puisse être reprise et vérifiée à partir du questionnaire ménage (annexe A.2). Cependant, vue l'ampleur des discordances (tableau 2),

(12) Dans les deux cas, la situation matrimoniale a fait l'objet d'une question sommaire et isolée, aucune autre question sur la vie matrimoniale n'étant enregistrée.

(13) 8 autres pays ont fait l'objet d'une enquête MICS-2 mais avec un enregistrement de la situation matrimoniale limité au questionnaire ménage pour 7 d'entre eux, ou dans un cas (Madagascar) avec une équivalence complète des variables sur la situation matrimoniale figurant dans les deux bases. Ces 8 pays ne sont pas pris en compte dans nos analyses.

la mise en conformité des deux enregistrements ne semble pas avoir été pratiquée à grande échelle (à l'exception de Madagascar, exclu de nos analyses). En l'absence de garantie d'indépendance, et du fait que les deux questionnaires ont parfois pu être remplis avec la même personne, les niveaux d'incohérences sont à considérer comme des minima. Nous utilisons ici ces données appariées pour documenter les mécanismes de déformation, en n'attribuant qu'une valeur relative à la fréquence des discordances.

Le schéma de discordances constaté entre recensements et enquêtes sur l'ensemble de l'Afrique subsaharienne se retrouve dans le corpus MICS. En effet, dans les 15 pays traités, la proportion de femmes célibataires à 15-19 ans est toujours plus élevée d'après l'enquête ménage que d'après l'enquête individuelle. La différence entre les estimations de l'âge médian au mariage dépasse 0,5 an dans 9 pays sur 15 (tableau annexe A.3), soit une situation plus fréquente encore que celle enregistrée sur l'ensemble de l'Afrique subsaharienne (36 % des cas, tableau 1).

### *La situation matrimoniale déclarée : quid des « fausses célibataires » ?*

L'enquête individuelle étant réalisée avec l'intéressée, et en principe en situation de confidentialité, on s'attend à une information de meilleure qualité sur le statut matrimonial qu'avec l'enquête ménage, surtout pour les situations matrimoniales atypiques ou transitoires. Les données confirment cette différence : bien souvent des jeunes femmes se déclarant divorcées ou veuves lors de l'entretien individuel sont enregistrées comme célibataires sur le questionnaire ménage. Dans 11 des 15 pays traités, cette situation est observée pour plus de 60 % des femmes divorcées ou veuves de 15-19 ans (tableau 2). Ce type d'erreur est quasi systématique (90 % ou plus) dans 5 pays<sup>(14)</sup>. Ce classement erroné par l'enquête ménage de femmes veuves et divorcées est un facteur qui suffit à expliquer les différences de proportions de célibataires enregistrées dans les questionnaires ménage et individuel. Par comparaison, la cohérence s'avère généralement élevée (90 % ou plus) au sein des catégories « mariée » et « célibataire » où se concentrent la majorité des femmes à ces âges.

Ces indicateurs font peser une plus grande suspicion sur la qualité des informations collectées par l'enquête ménage et pourraient encourager à privilégier les données des enquêtes individuelles. Mais ce serait sans compter avec un autre paramètre dont l'effet va dans le sens opposé, à savoir la déformation de l'échantillon couvert par l'enquête individuelle.

### *La distorsion de l'échantillon.*

#### *Quelles sont les femmes qui échappent à l'enquête ?*

Si l'échantillon enquêté comprend une proportion de célibataires plus faible que la population générale, le biais sera une sous-estimation de l'âge au premier

(14) Même parmi le petit nombre de jeunes femmes enregistrées comme divorcées ou veuves dans le questionnaire ménage, le taux d'incohérence avec le questionnaire individuel est élevé, suggérant que ce statut est difficile à recueillir y compris auprès des femmes elles-mêmes.

Tableau 2. Comparaison de la situation matrimoniale enregistrée sur le questionnaire individuel et sur le questionnaire ménage, femmes de 15-19 ans couvertes par les deux enquêtes

Pays	Déclarations cohérentes (%) entre les deux sources *				Situation matrimoniale (% parmi les 15-19 ans)						Effectifs		
	Questionnaire individuel		Questionnaire ménage		Célibataire		Divorcée ou veuve		Mariée				
	Célibataire	Mariée	Célibataire	Mariée	Questionnaire ménage	Questionnaire individuel	Questionnaire ménage	Questionnaire individuel	Questionnaire ménage	Questionnaire individuel			
Niger	99	98	80	97	99	92	55	54	3	3	42	42	1 238
RDC	99	95	63	98	95	80	76	75	3	3	22	22	2 921
Lesotho	96	87	63	96	87	63	79	79	1	1	20	20	1 407
Tchad	98	97	63	95	97	94	59	57	4	6	37	37	1 243
Centrafrique	94	75	37	73	96	41	50	39	16	18	34	43	3 718
Comores	95	90	33	93	85	61	77	75	3	6	20	19	1 089
Sao Tomé	95	91	33	86	92	63	67	60	7	13	27	27	616
Togo	97	93	32	95	93	52	78	76	3	4	19	19	856
Sierra Leone	95	89	19	87	93	50	56	51	2	5	43	44	993
Swaziland	96	59	15	93	68	31	90	87	1	3	9	10	1 180
Gambie	95	95	10	91	89	50	65	62	1	7	34	32	1 174
Guinée Bissau	94	91	8	87	85	34	69	64	2	8	29	27	1 558
Cameroun	99	90	5	92	98	33	76	70	1	4	24	26	1 129
Guinée équatoriale	98	44	3	67	92	33	83	57	1	10	16	33	906
Burundi	99	84	3	93	94	33	94	88	1	6	6	7	1 197

\* La proportion de déclarations cohérentes est mesurée par rapport à l'effectif enregistré dans la catégorie matrimoniale pour la source considérée (questionnaire individuel ou questionnaire ménage).

Note : Les pays sont classés par ordre décroissant de déclarations cohérentes parmi la catégorie des femmes veuves ou divorcées à l'enquête femme. Données et indicateurs non pondérés.

Sources : Enquêtes MICS-2 ayant enregistré la situation matrimoniale sur le questionnaire ménage et le questionnaire individuel.

mariage. Deux facteurs sont susceptibles de contribuer à une telle sous-estimation des célibataires parmi les 15-19 ans : d'une part une sélection des enquêtées associée à leur situation matrimoniale (si, à âge égal, les célibataires échappent davantage à l'enquête), d'autre part des erreurs sur les âges corrélées au statut matrimonial (sous-estimation de l'âge des jeunes femmes célibataires et, éventuellement, surestimation de l'âge des adolescentes mariées). L'existence de telles déformations apparaît à l'œil nu quand on examine la structure selon l'âge des enquêtées. La figure 3 en fournit une illustration avec le cas de la République centrafricaine et du Cameroun. Le décalage entre les deux courbes met en évidence la perte d'échantillon, c'est-à-dire les femmes éligibles (15-49 ans) qui auraient dû être enquêtées individuellement mais ne l'ont pas été. Cette perte d'échantillon se manifeste surtout dans le groupe des 15-19 ans et pour les célibataires (dans les deux pays, à 15-19 ans, une célibataire sur cinq n'a pas été enquêtée, contre une sur dix parmi les non-célibataire). Par ailleurs, on retrouve les irrégularités classiques dues à l'attraction des âges ronds, mais, à titre remarquable, l'âge de 15 ans échappe à cette distorsion et enregistre des effectifs nettement plus faibles que l'âge de 14 ans. Cette déformation est une nouvelle illustration du transfert hors des limites de l'éligibilité d'une partie des femmes qui auraient dû être enquêtées; elle pèse donc directement sur l'estimation de l'âge médian au premier mariage, très influencé par la proportion de célibataires à 15-19 ans. Le phénomène est particulièrement net en Centrafrique avec une rupture importante au niveau des classes d'âges qui encadrent la zone d'éligibilité : avant 15 ans et après 50 ans.

Afin d'avoir une vue d'ensemble sur l'impact de ces déformations à l'échelle des 15 pays traités, nous avons calculé pour chacun deux séries d'indicateurs (tableau 3). La première série porte sur l'effet de sélection des non-célibataires à 15-19 ans, et comprend deux indicateurs : la proportion de non-enquêtées parmi les femmes enregistrées dans le ménage et le poids des célibataires parmi celles-ci. La seconde série estime la perte d'échantillon due au classement d'une partie des jeunes femmes de 15-19 ans parmi les 10-14 ans. Pour cela, nous avons comparé l'effectif des 15-19 ans à un effectif théorique, calculé en reprenant la méthode proposée par Pullum (2006)<sup>(15)</sup> pour repérer les déplacements d'un groupe d'âges à l'autre.

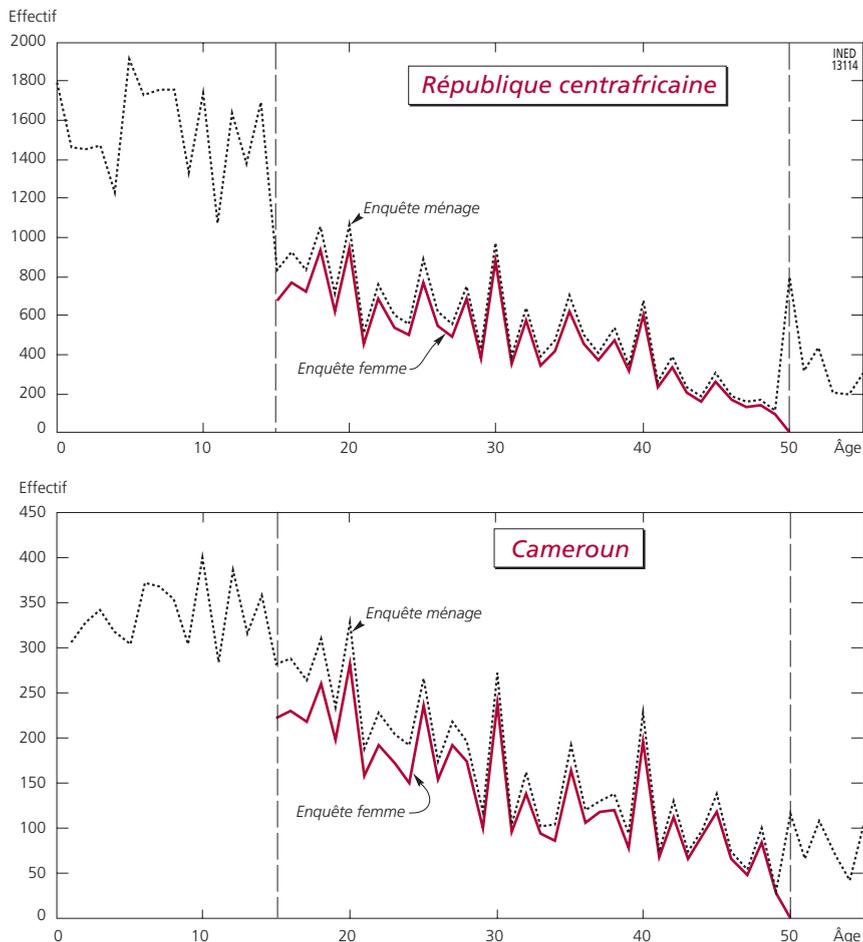
Dans la plupart des pays, les deux types de déformation se cumulent pour biaiser l'échantillon dans le sens d'une sous-estimation de la proportion de célibataires parmi les femmes enquêtées de 15-19 ans. La perte d'échantillon

(15) Cette méthode (Pullum 2006, annexe D) prend en compte 4 classes d'âges, en posant l'hypothèse que le transfert s'opère entre les deux classes d'âges centrales (les effectifs des classes encadrantes étant correctes) et qu'il y a une variation log-linéaire des effectifs entre classes d'âges. Alors l'effectif théorique à 15-19 ans se déduit des effectifs observés selon la formule suivante :

$$N_{th}(15-19) = (No(10-14) + No(15-19)) \times \frac{\left(\frac{No(20-24)}{No(5-9)}\right)^{1/3}}{1 + \left(\frac{No(20-24)}{No(5-9)}\right)^{1/3}}$$

et l'effectif théorique à 10-14 ans  $N_{th}(10-14) = No(10-14) + No(15-19) - N_{th}(15-19)$ .

Figure 3. Distribution par année d'âge des femmes enregistrées sur le questionnaire ménage et des femmes couvertes par l'enquête individuelle MICS-2 (2000), République centrafricaine et Cameroun



Sources : Enquêtes MICS-2.

dépasse 10 % dans 10 des 15 pays et 15 % pour 7 d'entre eux (tableau 3). Elle n'est pas indépendante du statut matrimonial : à une exception près (Swaziland), la proportion de célibataires y est toujours plus élevée parmi les jeunes filles qui ont échappé à l'enquête individuelle. Il est probable que plusieurs facteurs concourent à cette situation. Certains relèvent sans doute, comme pour les EDS (Rutstein et Bicego, 1990 ; Marckwardt et Rutstein, 1996), d'une difficulté effective à joindre ces jeunes filles du fait de leur plus grande mobilité, de la réticence de celles-ci à répondre personnellement à l'enquête liée à leur statut de mineure sociale, ou encore de la gêne des enquêteurs face à de jeunes adolescentes. D'autres facteurs pourraient également dépendre des enquêteurs, dont les efforts pour parvenir à interroger une femme mariée seront peut-être

Tableau 3. Distorsion de l'échantillon des femmes de 15-19 ans, perte d'échantillon et sous-estimation de l'âge des femmes

Pays	Effectifs selon l'enquête ménage et l'enquête individuelle, 15-19 ans		Sous-estimation de l'effectif des 15-19 ans (%)		Effectif des 15-19 ans			
	Rapport (%)	% célibataires	Questionnaire ménage (QM)	Questionnaire individuel (QI)	Théorique (estimé)	Questionnaire individuel		
		Enquêtées (1)	Non enquêtées (2)	1 - (Effectif QM/ Effectif estimé) (3)	1 - (Effectif QI/ Effectif estimé) (4)	Effectif estimé (5)	Effectif (6)	
Niger	92	41	53	0	7	1 337	1 343	1 238
RDC	93	74	96	1	8	3 188	3 143	2 933
Burundi	86	88	99	-4	10	1 335	1 385	1 197
Tchad	94	56	60	7	12	1 411	1 319	1 243
Guinée équatoriale	91	57	83	4	13	1 160	1 111	1 007
Sierra Leone	80	46	54	-6	15	1 166	1 242	993
Swaziland	91	87	86	9	17	1 453	1 319	1 199
Guinée Bissau	80	61	73	-1	19	1 931	1 951	1 559
Cameroun	82	68	85	5	23	1 460	1 382	1 129
Sao Tomé	74	60	80	-2	24	902	923	683
Gambie	87	62	68	13	25	1 558	1 351	1 175
Centrafrique	85	38	68	14	27	5 075	4 370	3 725
Lesotho	82	79	93	12	27	1 935	1 708	1 407
Togo	87	77	90	18	29	1 199	982	856
Comores	66	76	90	-8	29	1 544	1 663	1 090

(1) La situation matrimoniale considérée est celle déclarée dans l'enquête individuelle. L'indicateur est calculé sur l'ensemble des femmes figurant dans l'enquête individuelle.  
 (2) La situation matrimoniale considérée est celle déclarée dans l'enquête ménage. L'indicateur est calculé sur les femmes enregistrées dans la base ménage qui ne figurent pas dans la base individuelle.  
 (3) Cet indicateur estime la proportion de femmes de 15-19 ans classées à tort parmi les 10-14 ans lors de l'enquête ménage.  
 (4) Cet indicateur mesure la sous-estimation de l'effectif des 15-19 ans résultant d'une part du rajeunissement (classement à tort parmi les 10-14 ans) et d'autre part de la perte d'échantillon (femmes éligibles non enquêtées).  
 (5) Effectif estimé à partir de la méthode proposée par Pullum (2006, annexe D), cf. note 15.  
 (6) Effectif des femmes figurant dans la base individuelle.  
**Note :** Les pays sont classés par ordre croissant selon le niveau de sous-estimation de l'effectif des 15-19 ans par l'enquête individuelle (colonne 4).  
**Sources :** Enquêtes MICS-2.

plus importants que pour une célibataire, plus rarement concernée par plusieurs des modules du questionnaire (notamment ceux relatifs aux enfants).

Mais cette perte d'échantillon ne correspond qu'à une partie du déficit de célibataires observé à 15-19 ans. La sous-estimation de l'âge de certaines jeunes filles de 15-19 ans, conduisant à les classer parmi les 10-14 ans, est un autre mécanisme à l'œuvre. Les données ne permettent pas d'identifier et d'analyser les caractéristiques propres des jeunes filles rajeunies et exclues de l'enquête individuelle, mais il est vraisemblable que les célibataires soient surreprésentées parmi les 10-14 ans.

Si on compare l'effectif observé des 15-19 ans à celui que l'on peut estimer en fonction de la structure par âge de la population (tableau 3), on constate un déficit sur la population enregistrée par l'enquête ménage dans 9 pays, l'écart étant inverse ou nul dans les 6 autres. Mais ce déficit se généralise aux 15 pays si on le mesure en ne tenant compte que des femmes de 15-19 ans soumises à l'enquête individuelle (tableau 3). Il dépasse alors 10 % dans 13 des 15 pays et 20 % dans 7 d'entre eux.

### *Questionnaire ménage ou questionnaire individuel : quelle est l'estimation de meilleure qualité ?*

Les enquêtes MICS confirment l'existence de deux biais aux effets contraires : d'une part les imprécisions sur la situation matrimoniale qui augmentent à tort la proportion de célibataires enregistrées sur le questionnaire ménage, d'autre part les distorsions de l'échantillon de l'enquête individuelle qui sous-estiment les célibataires à 15-19 ans. Est-il alors possible de se prononcer en faveur de l'une ou l'autre collecte, questionnaire ménage ou questionnaire individu ?

Pour en discuter, nous avons estimé la proportion de célibataires à 15-19 ans en retenant les apports de chacune des deux bases, « ménage » et « individu », des 15 enquêtes MICS. Nous avons ainsi procédé :

- 1) en évaluant l'effectif corrigé (théorique) des 10-14 ans et 15-19 ans à partir de la méthode proposée par Pullum (2006) (cf. note 15) ;
- 2) en retenant la situation matrimoniale enregistrée sur le questionnaire individuel pour le groupe des femmes enquêtées de 15-19 ans ;
- 3) en appliquant à l'effectif des femmes manquantes à 15-19 ans [effectif corrigé (1) – effectif enquêté (2)], la proportion de célibataires observée parmi les femmes de 15-19 ans figurant dans l'enquête ménage<sup>(16)</sup> mais pas dans l'enquête individuelle ;
- 4) en recalculant la proportion de célibataires à 15-19 ans comme la moyenne pondérée des estimations corrigées des deux catégories « enquêtées » (2) et « manquantes » (3).

(16) Cette proportion, supérieure à celle enregistrée chez les femmes enquêtées, reste cependant certainement inférieure à la réalité.

L'âge médian au premier mariage a ensuite été déduit de cette proportion de célibataires à 15-19 ans et de celle fournie par l'enquête individuelle à 20-24 ans. Le tableau 4 compare cette estimation avec celles fournies directement par les enquêtes ménage et femme.

**Tableau 4. Comparaison des estimations de l'âge médian au premier mariage tirées des données du moment, estimation corrigée (« probable »), estimation tirée de l'enquête ménage et estimation tirée de l'enquête individuelle**

Pays	Âge médian au premier mariage (APM)			Écart : Valeur probable - Valeur estimée du :		Répartition (%) de l'écart APM(QM) - APM(QI)	
	Corrigé (« Probable »)	D'après le questionnaire ménage (QM)	D'après le questionnaire individuel (QI)	Questionnaire ménage	Questionnaire individuel	APM(QM) - APM(Prob)	APM(Prob) - APM(QI)
Niger	17,0	17,1	17,0	- 0,06	0,04	41	59
Centrafrique	17,2	17,5	16,8	- 0,25	0,42	62	38
Sierra Leone	17,3	18,1	17,3	- 0,80	0,07	8	92
Tchad	18,2	18,3	18,1	- 0,14	0,05	27	73
Sao Tomé	19,2	19,7	18,6	- 0,48	0,57	54	46
Guinée Bissau	19,3	20,0	19,1	- 0,66	0,29	31	69
Gambie	19,4	19,6	19,2	- 0,23	0,15	39	61
Guinée équatoriale	19,4	23,3	18,8	- 3,95	0,56	12	88
RDC	20,4	20,5	20,3	- 0,07	0,15	67	33
Cameroun	20,8	21,3	20,1	- 0,51	0,67	57	43
Togo	20,8	21,0	20,5	- 0,17	0,25	60	40
Comores	21,3	21,4	20,5	- 0,02	0,79	97	3
Burundi	21,5	22,0	21,3	- 0,48	0,25	34	66
Lesotho	21,6	21,4	21,3	0,23	0,31	-	-
Swaziland	24,9	25,7	23,8	- 0,76	1,14	60	40

*Note* : Les pays sont classés par ordre croissant de l'âge médian au premier mariage « probable ».  
*Sources* : Enquêtes MICS-2.

Dans la plupart des pays, on constate un écart de l'âge médian « probable » aussi bien avec l'estimation de l'enquête ménage (dans le sens d'une surestimation) qu'avec l'estimation de l'enquête individuelle (dans le sens d'une sous-estimation). La différence entre les âges médians de l'enquête ménage et de l'enquête individuelle dépend des biais introduits par l'une et l'autre enquête : dans la moitié des pays c'est la sous-estimation par l'enquête individuelle qui pèse le plus, dans l'autre moitié, c'est la surestimation de l'enquête ménage qui l'emporte.

Il serait donc illusoire de conclure qu'un type de données est plus fiable que l'autre. Nos données encouragent plutôt à ne négliger aucun d'entre eux.

## Conclusion

De façon convergente, nos analyses rendent compte de différences types entre les indicateurs de nuptialité du moment tirés des recensements et des enquêtes en Afrique subsaharienne. Ce n'est pas tant la fréquence des discordances qui retient l'attention (dans trois quarts des cas, les écarts entre estimations de l'âge médian au mariage sont inférieurs à un an), mais bien davantage leur sens, avec un âge au mariage généralement plus élevé d'après les recensements que d'après les enquêtes. Dans les pays subsahariens, ce schéma s'observe pour trois quarts des points de discordance, et pour 70 % des pays ayant des séries d'indicateurs discordantes.

Les schémas de discordances à l'échelle du continent et ceux qui ressortent de l'analyse plus approfondie de 15 enquêtes MICS mettent en évidence des mécanismes d'erreurs différents pour les deux sources mais qui biaisent les résultats dans le même sens. Quand la situation matrimoniale est enregistrée sur un questionnaire ménage comme dans les recensements, ce sont les erreurs sur la situation matrimoniale des jeunes femmes, et tout particulièrement le classement des veuves et divorcées avec les célibataires, qui conduisent à une surestimation de la proportion de célibataires et donc de l'âge médian au premier mariage. Quand la collecte porte sur une partie restreinte de la population, comme dans les enquêtes, c'est le sous-enregistrement des individus éligibles à l'enquête qui, en déformant l'échantillon traité, biaise l'estimation de l'âge au mariage. En Afrique subsaharienne, où les enquêtes portent classiquement sur les femmes de 15-49 ans, on observe une surestimation des non-célibataires à 15-19 ans qui tient à deux mécanismes : d'une part une tendance à sous-estimer l'âge des jeunes femmes célibataires, avec un classement exagéré des célibataires parmi les moins de 15 ans, d'autre part une couverture de l'enquête parmi les 15-19 ans plus faible pour les célibataires que pour les non-célibataires. Le biais lié à l'éligibilité trouve un argument *a contrario* avec les résultats relatifs aux pays arabes : les femmes célibataires étant exclues des enquêtes individuelles, la distorsion s'établit logiquement en faveur d'une surestimation des célibataires et donc de l'âge médian au premier mariage.

Nos analyses attirent l'attention sur les conditions de collecte et leur influence sur la qualité des données. On aurait pu penser que l'expérience acquise dans la conduite des opérations de terrain depuis cinq décennies ait permis de résorber progressivement le problème<sup>(17)</sup>. Au contraire c'est pendant la dernière décennie (années 2000) que les incohérences entre estimations sont les plus importantes, en fréquence et en amplitude. En accord avec d'autres travaux récents (Bignami-van Assche *et al.*, 2003 ; Johnson *et al.*, 2009 ; Randall *et al.*, 2013), nos analyses invitent à une meilleure prise en compte des effets d'enquêteurs, de la construction

(17) Les questions méthodologiques très présentes dans les travaux des démographes africanistes dans les années 1960-1970 (voir par exemple les travaux du Groupe de démographie africaine (GDA) pour l'Afrique francophone, ou encore Ewbank, 1981), ont été moins centrales dans les décennies suivantes, mais reprennent aujourd'hui une place dans la recherche, du fait des incohérences de certains résultats.

du protocole d'enquête et de l'encadrement du travail de terrain dans l'interprétation des résultats. Les déformations observées traduisent, au moins en partie, une certaine standardisation des enregistrements faits par les enquêteurs face à des contraintes de terrain et des exigences de collecte. Quand le protocole d'enquête requiert une information, comme l'âge, que le répondant n'est pas à même de fournir, l'enquêteur n'a d'autre solution que de bricoler, avec le risque d'un alignement des réponses sur des catégories d'équivalence (entre âge et situation matrimoniale par exemple) et d'une priorité donnée à des réponses simplifiant ou allégeant le travail. À ce titre, les schémas de discordance témoignent aussi de la marge de manœuvre laissée aux enquêteurs et donc, en creux, d'une amélioration possible dans leur formation et leur encadrement. Les développements consacrés à la question dans les derniers guides d'enquêtes EDS (ICF-Macro, 2009, 2011) confirment la prise de conscience du problème.

Nos résultats ne permettent pas de se prononcer en faveur d'une des sources plutôt que l'autre. Ils nuancent l'idée répandue d'une meilleure qualité des enquêtes par rapport aux recensements. Les données d'enquêtes affichent des distorsions importantes, parfois spectaculaires, qui s'interprètent facilement en fonction des critères d'éligibilité. Leurs résultats sont à prendre avec circonspection, en étant conscient que la sous-estimation de l'âge au mariage dont elles sont entachées penche en faveur d'une lecture « conservatrice » des évolutions, sous-estimant le recul des mariages précoces. Les recensements, dont la tendance serait plutôt de surestimer l'âge au mariage, présentent aussi l'inconvénient d'être moins nombreux. Plutôt que de privilégier l'une ou l'autre source, nos analyses encouragent à n'en négliger aucune. Les discordances permettent finalement d'avoir une approche plus nuancée et plus fiable des tendances de l'âge au mariage que ne le ferait une seule série de données, ou la comparaison de deux points dans le temps. Elles n'empêchent pas pour autant la mise en évidence des évolutions, basées dès lors sur un nombre plus important de points de comparaison et confortées par une convergence perceptible par delà le « bruit » introduit par la diversité et l'imprécision des données.

**Remerciements :** La rédaction de cet article a bénéficié des échanges suite à plusieurs présentations orales, au Québec (Hertrich et Lardoux, 2009), à l'Ined (Paris) en 2012 et à Busan (Corée) en 2013. Nous remercions chaleureusement nos collègues pour leurs avis et leurs encouragements, avec une pensée particulière pour D. Tabutin, B. Masquelier et B. Schoumaker.

La base panafricaine de la nuptialité se construit de longue date grâce à la contribution précieuse de nombreuses institutions et personnes que nous remercions également : services documentaires (Ceped, Ined, Insee, LSE, Université du Texas), bases de données internationales (Nations unies, MICS, EDS), collègues nous ayant facilité l'accès à des données particulières (P. Alberts, M. Barbieri, Z. Bedidi-Ouadah, S. Boodoo, S. Cardoso, N. Chobokoane, R. Dackam Ngatchou, B. Kande, L. Keita, W. Muhwava, A. Sarr, F. Sepa, S. M. Traore, E. Udjo, K. Vignikin), vacataires ayant contribué à la saisie (G. Dabet, G. Jeanpetit, C. Léotard, S. Petit) et à l'analyse des données (A. Stephan).



## ANNEXES

**Tableau A.1. Classement des pays selon la cohérence des séries censitaires et des séries déduites des enquêtes sur l'âge médian au premier mariage des femmes selon les données du moment**

<i>A. Séries cohérentes (11 pays)</i>		
a. L'écart entre les 2 estimations ne dépasse jamais 0,5 an (7 pays)	b. Au maximum 20 % des points ont un écart allant de 0,5 an à 1 an (4 pays)	
<b>Afrique de l'Ouest</b>		
• Bénin	• Burkina Faso • Côte d'Ivoire	
<b>Afrique centrale</b>		
• Centrafrique	–	
<b>Afrique de l'Est</b>		
• Kenya • Madagascar • Mozambique • Tanzanie	• Rwanda • Zimbabwe	
<b>Afrique australe</b>		
–	–	
<b>Afrique du Nord</b>		
• Égypte	–	
<i>B. Séries avec incohérences : plus de 20 % des points ont un écart supérieur à 0,5 an (31 pays)</i>		
a. Tendance des écarts <sup>(1)</sup> : l'âge médian tiré des recensements est supérieur à l'estimation des enquêtes (17 pays)	b. Tendance des écarts <sup>(1)</sup> : l'âge médian tiré des recensements est inférieur à l'estimation des enquêtes (9 pays)	c. Tendance des écarts : variable (5 pays)
<b>Afrique de l'Ouest</b>		
• Cap Vert • Gambie • Ghana • Liberia • Mali • Nigeria • Sierra Leone	• Guinée • Mauritanie • Niger • Togo	• Sénégal
<b>Afrique centrale</b>		
• Cameroun • Congo • Sao Tomé	–	–
<b>Afrique de l'Est</b>		
• Maurice • Ouganda	• Éthiopie	• Burundi • Malawi • Zambie
<b>Afrique australe</b>		
• Afrique du Sud • Botswana • Lesotho • Namibie • Swaziland	–	–
<b>Afrique du Nord</b>		
–	• Algérie • Lybie • Maroc • Soudan	• Tunisie
<p><b>Champ :</b> Pays pour lesquels on dispose d'au moins deux points de comparaison sur la période 1950-2010.  <b>(1)</b> Au maximum 1 point de la série présente un écart dans le sens opposé.  <b>Source :</b> Base panafricaine de la nuptialité, Ined.</p>		

**Annexe A.2. Les questions sur la situation matrimoniale dans les enquêtes MICS-2**

**Questionnaire ménage**

Extrait du questionnaire

<p>9. Quel est l'état matrimonial de (NOM) ? **</p> <p>1 MARIE(E)/EN UNION                  2 VEUF(VE)                  3 DIVORCE(E)                  4 SEPARÉ(E)                  5 JAMAIS MARIE(E)</p>
--

Extrait du manuel de l'enquêteur

<p><b>Q. 9 État matrimonial:</b> Pour les membres du ménage âgés de plus de 15 ans, encerclez le code à la réponse donnée. Le « mariage » fait toujours référence aussi bien aux unions formelles qu'aux unions informelles, comme les unions consensuelles.</p>
--

**Questionnaire individuel femme**

La situation matrimoniale fait l'objet de la première question du module sur l'utilisation de la contraception. Le questionnaire ne comprend pas d'autres questions sur la vie matrimoniale (par exemple sur le premier mariage).

Extrait du questionnaire

<p>1. ÊTES-VOUS ACTUELLEMENT MARIEE OU VIVEZ-VOUS AVEC UN HOMME ?</p>	<p>Oui ..... 1                  Non, veuve, divorcée, séparée ..... 2                  Non, jamais mariée ..... 3</p>
---	---

Extrait du manuel de l'enquêteur

<p><b>Q. 1</b> Vérifiez l'état matrimonial à partir de la Feuille d'Enregistrement du Ménage, ou demandez: <b>Êtes-vous actuellement mariée ou vivez-vous avec un homme?</b> Enregistrez l'état matrimonial de la femme au moment de l'interview. Si la femme est actuellement mariée ou vit dans une union informelle, encerclez 1. Si elle n'est pas en union actuellement, insistez pour savoir si elle a été mariée à un moment quelconque (encerclez 3 si jamais mariée), ou est actuellement veuve, divorcée ou séparée. Si l'une des trois dernières situations, encerclez 2. Rappelez-vous que dans ce questionnaire « mariée » fait toujours référence aussi bien aux unions formelles qu'aux unions informelles. Si elle est actuellement mariée (ou en union) passez à Q. 2. Si non, passez au module suivant après avoir tiré une ligne sur cette question.</p> <p>LES SUPERVISEURS D'ENQUÊTE PEUVENT DECIDER D'UTILISER DES CODES SÉPARÉS POUR 'VEUVE', 'DIVORCEEE' ET 'SEPARÉE'.</p>
--

La question figurant sur le questionnaire ménage et celle du questionnaire femme ne sont pas considérées indépendamment l'une de l'autre. Cf. les informations du manuel de l'enquêteur :

- « la question sur l'état matrimonial se trouve dans la feuille d'enregistrement du ménage (Q.9). On repose la question ici comme une vérification » (p. A1.25),
- « Q1. Vérifiez l'état matrimonial à partir de la Feuille d'Enregistrement du Ménage, ou demandez : Êtes-vous actuellement mariée ou vivez-vous avec un homme? » (p. A1.26).

Source : Unicef, 2000.

**Tableau A.3. Proportion de femmes célibataires et âge médian au premier mariage (moment selon les données des questionnaires ménage et des questionnaires individuels)**

Pays	% célibataires 15-19 ans <sup>(1)</sup>		% célibataires 20-24 ans <sup>(1)</sup>		Âge médian au premier mariage <sup>(2)</sup>			Effectifs <sup>(3)</sup>	
	Q-Ménage	Q-Individuel	Q-Ménage	Q-Individuel	Q-Ménage	Q-Individuel	Écart	15-19 ans	20-24 ans
Niger	43	41	11	10	17,1	17,0	0,1	1 343	1 088
Centrafrique	50	38	14	9	17,5	16,8	0,7	4 370	3 506
Sierra Leone	54	46	22	18	18,1	17,3	0,9	1 242	953
Tchad	58	56	10	8	18,3	18,1	0,2	1 319	1 045
Gambie	66	62	27	27	19,6	19,2	0,4	1 351	1 308
Sao Tomé	71	60	23	17	19,7	18,6	1,1	923	783
Guinée Bissau	68	61	32	26	20,0	19,1	0,9	1 951	1 780
RDC	77	74	32	31	20,5	20,3	0,2	3 143	2 390
Togo	80	77	37	33	21,0	20,5	0,4	982	890
Cameroun	75	68	42	34	21,3	20,1	1,2	1 382	1 142
Comores	81	76	41	33	21,4	20,5	0,8	1 663	1 240
Lesotho	81	79	41	41	21,4	21,3	0,1	1 708	1 522
Burundi	94	88	45	37	22,0	21,3	0,7	1 385	833
Guinée équatoriale	83	57	55	30	23,3	18,8	4,5	1 111	798
Swaziland	89	87	66	57	25,7	23,8	1,9	1 319	1 197

(1) Après pondération.

(2) Âge médian estimé à partir de la proportion de célibataires par groupe d'âges quinquennal.

(3) Effectifs non pondérés d'après l'enquête ménage.

**Note :** Les pays sont classés par ordre croissant de l'âge médian au premier mariage selon les questionnaires ménage.

**Sources :** Enquêtes MICS-2. Population de droit. Traitement statistique des auteurs.



## RÉFÉRENCES

- ANTOINE Philippe**, 2002 « Les complexités de la nuptialité : de la précocité des unions féminines à la polygamie masculine en Afrique », in Caselli Graziella, Vallin Jacques, Wunsch Guillaume (dir.), *Démographie et synthèse. II. Les déterminants de la fécondité*, Paris, Ined/PUF, p. 75-102.
- ANTOINE Philippe, ADJAMAGBO Agnès, AMÉTÉPÉ Fofo, BÉGUY Donatien, DIAL Fatou Binetou et al.**, 2006, « Unions et désunions : les histoires d'amour ne sont jamais simples », in Antoine Philippe, Lelièvre Eva (dir.), *Le passage des seuils, observation et traitement du temps flou*, Paris, Ined, Méthodes et savoirs, p. 61-86.
- ARNOLD Fred**, 1990, « Assessment of the quality of birth history data in the Demographic and Health Surveys », in Institute for Resource Development, *An Assessment of DHS-I Data quality*, DHS Methodological Report n° 1, p. 83-111.
- BIGNAMI-VAN ASSCHE Simona, RENIERS Georges, WEINREB Alexander A.**, 2003, « An assessment of the KDICP and MDICP data quality: Interviewer effects, question reliability and sample attrition », *Demographic Research, Special Collection*, 1(2), p. 31-76.
- BLANC Ann, RUTENBERG Naomi**, 1990, « Assessment of the quality of data on age at first sexual intercourse, age at first marriage, and age at first birth in the demographic and health surveys », in Institute for Resource Development, *An Assessment of DHS-I Data Quality*, Maryland, Macro Systems Inc., DHS Methodological Report, n° 1.
- CALDWELL John C., IGUN Adenola A.**, 1971, « An experiment with census-type age enumeration in Nigeria », *Population Studies*, 25(2), p. 287-302.
- CHAE Sophia**, 2011, « Forgotten marriages? Measuring the reliability of retrospective marriage histories » Communication présentée au Congrès international de la population africaine de l'UEPA/UAPS, Ouagadougou, 5-9 décembre 2011.
- CLAIRIN Rémy**, 1988, « Types d'opérations de collecte », in Lohle-Tart Louis, Clairin Rémy (dir.), *De l'homme au chiffre. Réflexions sur l'observation démographique en Afrique*, Paris, Ceped-UIESP-Iford, p. 59-76.
- DPS (Direction de la prévision et de la statistique, Sénégal)**, 2002, *Manuel de l'agent recenseur du Sénégal, Troisième recensement général de la population et de l'habitat*, République du Sénégal, Ministère de l'économie et des finances, 50 p.
- EWBANK Douglas**, 1981, *Age misreporting and age-selective underenumeration: Sources, patterns, and consequences for demographic analysis*, Washington D.C., National Academy Press, Committee on Population and Demography, Report n° 4, 112 p.
- GAGE Anastasia**, 1995, *An assessment of the quality of data on age at first union, first birth and first sexual intercourse for phase II of the Demographic and Health Surveys program*, Calverton, Maryland, ORC Macro, Demographic and Health Surveys occasional paper 4, 53 p.
- GARENNE Michel**, 2004, « Age at marriage and modernisation in sub-Saharan Africa », *Southern African Journal of Demography*, 9(2), p. 59-79.
- GARENNE Michel**, 2014, *Trends in Marriage and Contraception in Sub-Saharan Africa: A Longitudinal Perspective on Factors of Fertility Decline*, Rockville, Maryland, DHS Analytical Studies n° 42.

- GENDREAU Francis, GUBRY Françoise, 2009, « L'observation démographique en Afrique. Leçons du passé, perspectives d'avenir, préservation et valorisation des opérations », in Marcoux Richard (dir.), *Mémoires et démographie : Regards croisés au Sud et au Nord*. Québec, AUF Presses de l'Université Laval, Cahiers du Cieq, p. 61-97.
- GUBRY Françoise, 1984, *Analyse de la nuptialité*, Yaoundé, Iford, Les documents pédagogiques, 159 p.
- HAJNAL John, 1953, « Age at marriage and proportions marrying », *Population Studies*, 7(2), p. 111-136.
- HERTRICH Véronique, 1997, « Les réponses des hommes valent-elles celles des femmes ? Une double collecte sur les questions génésiques et matrimoniales dans une population du Mali », *Population*, 52(1), p. 45-62.
- HERTRICH Véronique, 2007a, « Nuptialité et rapports de genre en Afrique. Tendances de l'entrée en union, 1950-1999 », in Locoh Thérèse (dir.), *Genre et société en Afrique*, Paris, Ined, Cahier n° 160, p. 281-307.
- HERTRICH Véronique, 2007b, « Le mariage, quelle affaire ! Encadrement social et privatisation de l'entrée en union en milieu rural malien », *Sociologie et sociétés*, 39(2), p. 119-150.
- HERTRICH Véronique, LOCOH Thérèse, 1999, *Rapports de genre, formation et dissolution des unions dans les pays en développement*, Liège, UIESP, Série Gender in Population Studies, 62 p.
- HERTRICH Véronique, LARDOUX Solène, 2009, « Histoire de la nuptialité en Afrique. Peut-on comparer différentes opérations statistiques pour retracer les tendances longues de l'âge au mariage ? », in Marcoux Richard (dir.), *Mémoires et démographie : Regards croisés au Sud et au Nord*, Québec, AUF Presses de l'Université Laval, Cahiers du Cieq, p. 204-225.
- ICF Macro, 2009, *Training Field Staff for DHS Surveys*, Calverton, Maryland, 53 p.
- ICF Macro, 2011, *Manuel du chef d'équipe et de la contrôleur. Enquêtes démographiques et de santé*, Measure DHS Documentation de base no 4, Calverton, Maryland, 41 p.
- INSTAT (Institut national de la statistique, Mali), <http://instat.gov.ml/>
- JOHNSON Kiersten, GRANT Monica, KHAN Shane, MOORE Zhuzhi, ARMSTRONG Avril, SA Zhihong, 2009, « Fieldwork-related factors and data quality in the Demographic and Health Surveys program », DHS Analytical Studies n° 19, Calverton, Maryland, USA, ICF Macro.
- KNBS (Kenya National Bureau of Statistics), 2009, *Enumerator's instructions manual, 2009 Kenya Population and Housing Census, 24<sup>th</sup>/25<sup>th</sup> August 2009*, 89 p.
- LARDOUX Solène, 2009, *Le mariage au Mali. Témoignages*, Paris, L'Harmattan, 187 p.
- LESTHAEGHE Ron, KAUFMANN Georgia, MEEKERS Dominique, 1989, « The nuptiality regimes in Sub-Saharan Africa », in Lesthaeghe Ron (ed.) *Reproduction and Social Organization in Sub-Saharan Africa*, Berkeley/Los Angeles, University of California Press, p. 238-337.
- LLOYD Cynthia B., 2005, *Growing Up Global: The Changing Transitions to Adulthood in Developing Countries*, Washington, The National Academies Press, 720 p.
- MAIR Lucy, 1974, *Le mariage. Étude anthropologique*, Paris, Petite Bibliothèque Payot, 235 p.
- MARCKWARDT Albert M., RUTSTEIN Shea Oscar, 1996, *Accuracy of DHS-II Demographic Data: Gains and Losses in Comparison with Earlier Surveys*, DHS Working Papers, 19, Calverton, Maryland, Macro International Inc., 22 p.
- MEEKERS Dominique, 1992, « The process of marriage in African societies: A multiple indicator approach », *Population and Development Review*, 18(1), p. 61-79.

- MENSCH Barbara S., SINGH Susheela, CASTERLINE John, 2005, « Trends in the timing of first marriage among men and women in the developing world », in Lloyd C., Behrman J., Stromquist N. P., Cohen B. (eds.), *The Changing Transitions to Adulthood in Developing Countries: Selected Studies*, Washington, DC, National Academies Press, p. 118-171.
- MENSCH Barbara S., GRANT Monica, BLANC Ann, 2006, « The changing context of sexual initiation in sub-Saharan Africa », *Population and Development Review*, 32(4), p. 699-727.
- NATIONS UNIES, 1984, Manuel X. *Techniques indirectes d'estimation démographique*, New York, Division de la Population, Département des affaires économiques et sociales internationales, 324 p.
- NATIONS UNIES, 2008, *World Marriage Data 2008*, United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- NATIONS UNIES, 2013, *World Marriage Data 2012*, United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- ORTEGA ORSONA Jose A., 2014, « A characterization of world union patterns at the national and regional level », *Population Research Policy Review*, 33(3), p. 161-188.
- PULLUM Thomas W., 2006, *An Assessment of Age and Date Reporting in the DHS Surveys, 1985-2003*, DHS Methodological Reports 5, Calverton, Maryland, Macro International Inc., 86 p.
- RANDALL Sara, COAST Ernestina, COMPAORE Natacha, ANTOINE Philippe, 2013, « The power of the interviewer », *Demographic Research*, 28(27), p. 763-792.
- ROGER Gilles, WALTISPERGER Dominique, CORBILLE-GUITTON Christine, 1981, *Les structures par sexe et âge en Afrique*, Paris, Groupe de démographie africaine, IDP/Ined/Insee/Micoop/Orstom, 556 p.
- RUTSTEIN Shea O., BICEGO George T., 1990, « Assessment of the quality of data used to ascertain eligibility and age », in Institute for Resource Development, *An Assessment of DHS-I Data Quality*, Maryland, Macro Systems Inc., DHS Methodological Report n° 1, p. 3-37.
- SCHOUMAKER Bruno, 2009, « Stalls and reversals in fertility transitions in Sub-Saharan Africa: Real or spurious? », Louvain-la-Neuve, Université catholique de Louvain, Documents de travail du Sped n° 30.
- SHAPIRO David, GEBRESELASSIE Tesfayi, 2014, « Marriage in Sub-Saharan Africa: Trends, determinants, and consequences », *Population Research Policy Review*, 33(2), p. 229-255.
- SSA (Statistics South Africa), <http://www.statssa.gov.za>
- TABUTIN Dominique, 2006, « Les systèmes de collecte des données », in Caselli Graziella, Vallin Jacques, Wunsch Guillaume (dir.), *Démographie et synthèse. VIII. Observation, méthodes auxiliaires, enseignement et recherche*, Paris, Ined/PUF, p. 13-64.
- TABUTIN Dominique, VALLIN Jacques, 1975, « La nuptialité », *Sources et analyse des données démographiques. Application à l'Afrique d'expression française et à Madagascar, Troisième partie. Tome II*, Paris, Ined/Insee/Micoop/Orstom, p. 3-56.
- TABUTIN Dominique, SCHOUMAKER Bruno, 2004, « La démographie de l'Afrique au sud du Sahara des années 1950 aux années 2000. Synthèse des changements et bilan statistique », *Population*, 59(3-4), p. 519-622.
- UBS (Uganda Bureau of Statistics), 2002, *Enumerators' Instruction Manual, Census 2002*, 46 p.
- UNICEF, 2000, *Manuel sur l'enquête à indicateur multiple : résultats à la fin de la décennie*, New York, Fonds des Nations unies pour l'enfance, Annexe A.1. Instructions aux enquêteurs.

UNICEF, *Multiple Indicator Cluster Surveys / MICS2*,

<http://www.childinfo.org/mics2.html>

VAN DE WALLE Etienne, 1968, « Marriage in African censuses and inquiries », in William Brass *et al.*, *The Demography of Tropical Africa*, Princeton, Princeton University Press, p. 183-238.

VAN DE WALLE Etienne, 1996, « L'âge au mariage : tendances récentes », in Foote Karen *et al.* (dir.), *Changements démographiques en Afrique subsaharienne*, Paris, Ined/PUF, Cahier n° 135, p. 119-154.

WALTISPERGER Dominique, 1988, « Les structures par âge », in Lohle-Tart Louis, Clairin Rémy (dir.), *De l'homme au chiffre. Réflexions sur l'observation démographique en Afrique*, Paris, Ceped-UIESP-Iford, p. 203-216.

WESTOFF Charles, 2003, *Trends in Marriage and Early Childbearing in Developing Countries*, Calverton, Maryland, DHS Comparative Reports n° 5, ORC Macro, 53 p.

### Véronique HERTRICH, Solène LARDOUX • ÂGE À L'ENTRÉE EN UNION DES FEMMES EN AFRIQUE. LES DONNÉES DES ENQUÊTES ET DES RECENSEMENTS SONT-ELLES COMPARABLES ?

L'article évalue la comparabilité des enquêtes et des recensements pour estimer les tendances de l'âge au mariage des femmes en Afrique. L'indicateur utilisé est l'âge médian au premier mariage tiré de la proportion de célibataires par âge. Deux corpus de données sont utilisés : d'une part, une base panafricaine sur la nuptialité qui permet d'évaluer à l'échelle du continent les écarts entre les estimations tirées des deux types de sources (453 recensements et enquêtes nationales réalisés depuis 1950 dans les 55 pays africains); d'autre part, 15 enquêtes MICS dont le double enregistrement de la situation matrimoniale, sur les questionnaires « ménage » et « individu », permet de préciser les facteurs de discordance. L'âge médian au mariage est généralement plus élevé d'après les recensements que d'après les enquêtes. Plusieurs mécanismes d'erreurs sont en jeu. Côté recensements, les imprécisions sur la situation matrimoniale conduisent à une surestimation des célibataires et donc de l'âge médian au mariage. Côté enquêtes, la tendance à sous-estimer l'âge des jeunes femmes en deçà du critère d'éligibilité de 15 ans et la moins bonne couverture des célibataires par l'enquête conduisent à une sous-représentation des célibataires et donc à une sous-estimation de l'âge au mariage. Plutôt que de privilégier l'une ou l'autre source, nos analyses encouragent à n'en négliger aucune.

### Véronique HERTRICH, Solène LARDOUX • ESTIMATING AGE AT FIRST UNION IN AFRICA: ARE CENSUS AND SURVEY DATA COMPARABLE?

This article considers whether survey and census data offer comparable bases for estimating trends in women's age at marriage in Africa. It uses the indicator of median age at first marriage calculated from the proportion of never-married women by age. It draws upon two bodies of data: first, a pan-African nuptiality database is used to assess differences between estimates drawn from the two types of source at the scale of the whole continent (453 censuses and national surveys undertaken since 1950 in the 55 countries of Africa); and second, data from 15 MICS surveys which record marital status twice (each respondent is included on both a household and an individual questionnaire) are analysed to pinpoint inconsistencies. The median age at first marriage is generally higher when estimated from census data than from survey data. Several error mechanisms combine to create this effect. In censuses, imprecise recording of marital status leads to overestimation of numbers never-married, and therefore to overestimation of median age at marriage. In surveys, meanwhile, the tendency to underestimate young women's age, thereby excluding a disproportionate number from the survey sample of women aged 15-49, and the less thorough coverage of never-married women lead to under-representation of those never-married and therefore to underestimation of age at marriage. This analysis does not suggest that one type of source should be preferred over the other, but rather that neither source should be neglected.

### Véronique HERTRICH, Solène LARDOUX • EDAD DE LAS MUJERES A LA UNIÓN EN ÁFRICA. ¿LOS DATOS DE LOS CENSOS Y LOS DE LAS ENCUESTAS SON COMPARABLES?

El artículo evalúa la comparabilidad de las encuestas y de los censos para estimar las tendencias de la edad al matrimonio de las mujeres en África. El indicador utilizado es la edad mediana al primer matrimonio calculada a partir de la proporción de solteras por edad. Dos conjuntos de datos son empleados: por un lado, una base panafricana sobre la nupcialidad que permite evaluar las diferencias entre las estimaciones sacadas de los dos tipos de fuentes (453 censos y encuestas nacionales realizadas desde 1950 en 55 países africanos); por otro lado, 15 encuestas MICS (Multiple Indicator Cluster Survey) cuyo doble registro del estado matrimonial en los cuestionarios "hogar" e "individuo", permite precisar los factores de discordancia. La edad mediana al matrimonio es generalmente más elevada en las encuestas que en los censos. Varios mecanismos están en juego. En los censos, las imprecisiones sobre el estado matrimonial conducen a una sobrestimación de las solteras y en consecuencia de la edad media al matrimonio. En las encuestas, la tendencia a subestimar la edad de las mujeres jóvenes por debajo del criterio de elegibilidad de 15 años así como una cobertura de las solteras menos completa, conducen a una subestimación de la edad al matrimonio. Más que privilegiar una u otra de las fuentes, nuestros análisis aconsejan no descuidar ninguna de ellas.

**Mots-clés :** Nuptialité, âge au mariage, statut matrimonial, proportion de célibataires, indicateur transversal, recensement, enquête, Afrique, qualité des données.

**Keywords:** Nuptiality, age at marriage, marital status, never-married proportion, cross-sectional indicator, census, survey, Africa, data quality.