

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2004/14

Emploi et fécondité à Lomé : Quelles interactions ?

Donatien BEGUY

EMPLOI FEMININ ET FECONDITE A LOME : QUELLES INTERACTIONS ?

Donatien Béguy
Université Paris X, IRD Dakar
DIAL - UR CIPRÉ de l'IRD
[beguyd@ird.sn](mailto:begyud@ird.sn)

Document de travail DIAL / Unité de Recherche CIPRÉ
Décembre 2004

RÉSUMÉ

La société togolaise en majorité chrétienne et animiste est marquée par une importante et croissante présence des femmes dans la vie économique mais essentiellement dans les activités précaires du secteur informel. A Lomé, la capitale, le commerce est une activité féminine par excellence. Il est indéniable que cette forte participation des femmes à la vie économique peut avoir des conséquences sur d'autres aspects de leur vie, notamment la reproduction. Il est en effet fort probable que les femmes soient prises dans un conflit aigu entre leurs rôles productif et reproductif. Mes analyses portent essentiellement sur le premier emploi rémunéré et l'entrée en vie féconde. Dans quel ordre surviennent ces deux événements pour les Loméennes ? Quels changements l'exercice d'une activité économique peut introduire dans l'entrée en vie féconde des femmes ? À l'inverse, quels sont les effets de la vie féconde sur l'accès à un emploi rémunéré des femmes à Lomé ? Telles sont les questions auxquelles je voudrais répondre ici en étudiant les interrelations entre vie professionnelle et vie féconde à travers l'analyse des données de l'enquête biographique réalisée à Lomé en 2000.

ABSTRACT

The women labor force participation rate has been increasing in the Togolese society where the Christian and Animist religions are dominant. However, women work mainly in the informal sector with trade being the major occupation. The significant participation of women in economic life probably impacts other aspects of their life, notably their reproduction. In fact, women most likely face difficulties coordinating their competing professional and reproductive roles. The objective of this paper is to investigate the relationships between the start of reproductive life and professional life of women. Specifically, I analyse the order in which women get their first job and the first child. What is the impact of the woman's professional life on the timing of her first child? Conversely, what is the effect of the first childbirth on the first paid employment? The data used comes from the event history survey carried out in Lomé, the capital city in 2000.

Table des matières

INTRODUCTION.....	4
1. SOURCE DE DONNEES ET METHODES D'ANALYSE	7
1.1. Données.....	7
1.2. Techniques d'analyse	7
1.3. Quelques problèmes liés à l'utilisation des données biographiques.....	8
2. QUELLE « CONCURRENCE » ENTRE LE PREMIER EMPLOI REMUNERE ET L'ENTREE EN VIE FECONDE ?.....	9
2.1. Evolution de l'âge au premier emploi rémunéré	9
2.2. Evolution de l'âge à l'entrée en vie féconde	10
2.3. L'enchaînement des deux événements.....	11
3. INTERACTIONS ENTRE PREMIER EMPLOI REMUNERE ET PREMIER ENFANT.....	12
3.1. Risques d'entrée en vie féconde avant et après l'emploi rémunéré	13
3.2. Les déterminants de l'entrée en vie féconde des femmes déjà actives	14
3.2.1. Les variables explicatives fixes	14
3.2.2. Les variables explicatives changeant au cours du temps	15
3.3. Risques d'entrée en activité rémunérée avant et après l'enfant.....	17
3.4. Les déterminants de l'accès au premier emploi rémunéré des femmes déjà fécondes.....	17
CONCLUSION.....	19
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	20
ANNEXES.....	21

Liste des tableaux

<i>Tableau 1 : Enchaînement de l'accès à l'emploi et de l'entrée en vie féconde à Lomé.....</i>	<i>11</i>
<i>Tableau 2 : Modèle de Cox concernant l'arrivée du premier enfant chez les femmes actives</i>	<i>16</i>
<i>Tableau 3 : Modèle de Cox concernant l'accès au premier emploi rémunéré des femmes déjà fécondes.....</i>	<i>18</i>

Liste des figures

<i>Figure 1 : Age au premier emploi rémunéré des femmes socialisées à Lomé</i>	<i>10</i>
<i>Figure 2 : Age au premier enfant des femmes socialisées à Lomé</i>	<i>10</i>
<i>Figure 3 : « Concurrence » entre accès à l'emploi rémunéré et entrée en vie féconde.....</i>	<i>12</i>
<i>Figure 4 : Risques d'entrer en vie féconde avant et après le premier emploi rémunéré (toutes générations confondues).....</i>	<i>14</i>
<i>Figure 5 : Risques d'accès au premier emploi avant et après le premier enfant (toutes générations confondues).....</i>	<i>17</i>

INTRODUCTION

Au-delà de la traditionnelle question sur l'inégalité entre hommes et femmes sur le marché du travail (notamment en milieu urbain), il s'est toujours posé la question, quelle que soit la société considérée, de l'association entre vie professionnelle et vie familiale (notamment la vie féconde) des femmes. En effet, le travail des femmes –et plus particulièrement ses caractéristiques et les transformations qu'il subit– est souvent stigmatisé comme jouant un rôle important dans la compréhension et l'explication des variations de la fécondité. Cette considération théorique a justifié le foisonnement d'études démographiques et sociologiques– aussi bien dans les développés que ceux en développement– tentant de comprendre et d'expliquer les liens entre activité et fécondité dans et entre les pays.

Toutefois, s'il est manifeste que l'augmentation des taux d'activité féminine est bien associée à la baisse de la fécondité dans beaucoup de pays, il a été difficile jusqu'à une période récente, d'établir avec certitude la direction causale de cette relation. La question sur la nature de la relation entre l'emploi des femmes et la fécondité mérite d'être posée. En effet, les femmes travaillent-elles plus parce qu'elles ont moins d'enfants ou à l'inverse, font-elles moins d'enfants parce qu'elles travaillent beaucoup ? A en croire Marianne Kempeneers (1989), si les études menées dans les pays développés n'ont pu établir sans équivoque le sens de ce lien causal, c'est essentiellement pour deux raisons : la première tient au fait que la question initiale est mal posée (quelle tendance entraîne l'autre) et la seconde est liée à la nature statique et transversale des données utilisées. Pour l'auteur, seule une approche longitudinale mettant en relation trajectoires professionnelles et trajectoires familiales et permettant de concevoir à tour de rôle travail féminin et fécondité comme variables à la fois dépendantes et indépendantes est plus appropriée pour bien cerner les relations en jeu. Daniel Courgeau et Eva Lelièvre (1993) abondent dans le même sens et affirment que si les méthodes se sont révélées incapables de donner un éclairage satisfaisant sur les liens entre travail féminin et emploi, c'est non seulement parce que les temporalités en jeu sont difficiles à cerner mais aussi en raison de l'identification inadéquate des phénomènes, mal décrits. Dès lors, il semble qu'il soit nécessaire d'améliorer la collecte des données en redéfinissant les concepts de départ et en recueillant simultanément des données permettant de saisir l'interaction entre la sphère familiale et la sphère économique. En fait, il est clairement suggéré de prendre en compte la dimension temps dans la collecte des données, lesquelles doivent permettre de reconstituer la vie des individus à travers leurs trajectoires familiales, professionnelles, résidentielles, etc. Pour ainsi dire, si l'on veut bien analyser les liens entre activité et emploi féminin, il importe de disposer de données longitudinales, de type rétrospectif ou prospectif. Mais du fait que le second type de données est difficile à mettre en œuvre car nécessitant un long suivi d'une population au sein de laquelle il risque d'y avoir une importante déperdition au cours du temps, c'est le premier type de données qui est souvent utilisé, malgré les problèmes de mémoire d'événements anciens qu'il pose. De telles données dites biographiques ont donc été collectées dans de nombreux pays développés ; l'application des techniques d'analyse biographique (notamment l'analyse d'interaction) a permis ensuite de mieux appréhender les arbitrages entre emploi et famille.

Ce travail s'inscrit dans cette logique et cherche à comprendre les interrelations complexes entre travail féminin et fécondité en milieu urbain africain, notamment à Lomé au Togo. Il peut paraître surprenant de s'appesantir sur cette question aujourd'hui lorsqu'on sait que le travail salarié des femmes est marginal en Afrique et même lorsqu'il existe, il est plutôt une extension des tâches domestiques. En effet, si dans les pays en développement, la main d'œuvre est en majorité féminine, dans la pratique cette force de travail féminine est très peu mobilisée en raison notamment des inégalités persistantes entre hommes et femmes en matière d'éducation et d'emploi. Ainsi, non seulement elles sont moins scolarisées que les hommes mais elles sont également défavorisées sur le marché de l'emploi où elles occupent des emplois précaires, lesquels ne sont parfois qu'une extension de leurs tâches domestiques. Et même si plusieurs auteurs ont expliqué la position défavorable des femmes sur le marché du travail par un conflit de rôles entre l'exercice d'une activité économique et leurs activités familiales (notamment la reproduction), d'autres pensent plutôt que le principe d'un quelconque lien entre fécondité et emploi féminin devrait être purement et simplement abandonné pour les pays en développement. Pour les tenants de cette option, les activités exercées par les femmes

des pays en développement sont parfaitement compatibles avec une vie familiale (notamment reproductive). Ce qui paraissait vraisemblable puisqu'on observait que partout dans ces pays et notamment en Afrique, travail féminin rime avec forte fécondité. En fait, ceux-ci ont été confortés dans leur conviction par le fait que les principales analyses faites à partir des données de l'Enquête Mondiale de fécondité ont révélé des résultats, qui à quelques exceptions près, demeurent confus et même contradictoires. L'incompatibilité entre les rôles productif et reproductif des femmes n'a pas été mise en évidence de façon claire et nette dans les pays en voie de développement. Il convient de rappeler qu'au début des années 1970, l'inquiétude et la préoccupation nées des forts taux d'accroissement démographique enregistrés dans les pays en voie de développement ont conduit la plupart des gouvernements et institutions internationales à mettre en place un vaste programme de collecte des données, l'Enquête Mondiale de Fécondité (EMF). La préoccupation majeure de cette enquête était non seulement de mesurer les comportements en matière de fécondité mais également d'en connaître les déterminants. La principale hypothèse sous-jacente à cette enquête postulait, de manière explicite, le principe d'un lien étroit entre emploi féminin et fécondité. Une large place a été donc faite, dans les matériaux de collecte aux questions relatives au travail des femmes. A l'instar de ce qui a été évoqué pour les pays développés, d'autres auteurs soutiennent le contraire et pensent plutôt que ce sont les approches utilisées par l'EMF (collecte de données transversales, définitions adoptées, etc.) qui n'ont pas permis de rendre compte des liens complexes entre activité économique et vie reproductive des femmes.

C'est déjà là une des principales raisons qui concourent à justifier de revisiter aujourd'hui cette relation entre activité féminine et fécondité. En effet, l'approche statique utilisée a pour principal inconvénient de ne pouvoir rendre compte de l'accès à l'emploi et de la mobilité sur le marché du travail, lesquels sont deux éléments importants du processus d'insertion des femmes dans le marché du travail. L'accès au marché du travail inclut le temps avant l'entrée, le type d'emploi auquel l'on accède, la fluidité entre système éducatif et emploi, etc. La mobilité fait référence aux sorties et interruptions d'activité ou d'emploi, aux changements d'emploi, etc. Il est donc évident que si l'analyse statique ne peut permettre de cerner l'ensemble de ce processus nécessaire à la compréhension de la position des femmes sur le marché du travail, elle ne peut, par conséquent, rendre compte des interférences avec d'autres aspects de leur vie, dont la procréation (Kouamé, 1999). Mais depuis quelques années déjà, les enquêtes biographiques menées sur le thème de l'insertion urbaine permettent d'envisager les analyses dans le sens souhaité. Ces enquêtes, en abordant le processus d'insertion urbaine sous différentes composantes (accès au logement, accès à l'emploi, constitution de la famille) permettent de situer les événements survenant au cours de la vie d'un individu, les uns par rapport aux autres. On peut ainsi voir l'évolution des interrelations entre emploi, logement et événements familiaux (mariage et sa dissolution éventuelle, naissances successives). L'analyse des relations complexes entre fécondité et emploi peut être envisagée avec beaucoup plus d'innovations et dans une optique temporelle et dynamique.

Par ailleurs, la conjoncture économique défavorable que connaissent depuis plusieurs années la plupart des pays en développement a profondément bouleversé le marché du travail urbain. En particulier, l'auto emploi a progressé au détriment du salariat (il n'y a qu'à voir le développement du secteur informel dans ces villes pour s'en rendre compte) ; les femmes investissent davantage la sphère économique. Même s'il est parfois difficile de distinguer entre les perturbations des aléas économiques et les évolutions de fond relevant du changement social, l'on s'accorde sur le fait que la morosité économique a contribué à l'émergence de nouveaux comportements socio-démographiques. La constitution de la famille a beaucoup changé ; le mariage n'est plus la norme et/ou intervient sous de multiples et différentes formes et la fécondité a commencé à baisser dans nombre de villes africaines.

Ce serait notamment le cas à Lomé au Togo, pays qui connaît de graves difficultés économiques depuis la mise en place des programmes d'ajustement structurel au début des années 1980 et l'aggravation de la crise socio-politique intervenue au début des années 1990. La dévaluation du franc CFA¹ en 1994, en augmentant les taux d'inflation et en surenchérissant les prix des produits importés n'a fait qu'accentuer la détérioration de l'environnement économique du Togo. De nos jours, la crise

¹ Monnaie unique commune à plusieurs États d'Afrique subsaharienne et dont la parité était fixe par rapport au franc français et l'est maintenant par rapport à l'euro.

perdre et se manifeste au niveau des populations par la dégradation constante de la situation sociale. La pauvreté s'est aggravée et le chômage a atteint de larges couches sociales. Le pouvoir d'achat des ménages a nettement baissé ; le produit intérieur brut (PIB) réel par habitant est tombé de 410 dollars américains en 1990 à 300 en 1997. La morosité économique touche davantage les milieux urbains, notamment Lomé la capitale, au point d'y rendre les conditions de vie parfois plus pénibles qu'en milieu rural. En effet, non seulement elle abrite 3 citadins sur 5 et le quart de la population du Togo (URD-DGSCN, 2002a) mais la plupart des activités industrielles et tertiaires s'y concentrent. Lomé regroupe la moitié (53 %) des salariés de la fonction publique. Les fonctions administratives et sociales y représentent 46 % des emplois, les fonctions économiques centrales (commerce, finances et industries) 31,2 % et les fonctions économiques d'accompagnement (infrastructures, transports, hôtellerie) 22,8 % (Marguerat, 1998). Cette « macrocéphalie » de Lomé découlerait aussi des stratégies de développement, mises en place par la colonisation française et qui ont privilégié l'essor des capitales au détriment des autres contrées (Antoine et Savané, 1990). De plus, l'exode rural a beaucoup contribué à l'urbanisation rapide de Lomé.

Par ailleurs, la société togolaise en majorité chrétienne et animiste est marquée par une présence importante et croissante des femmes dans la vie économique. Le cas des « nana benz » qui contrôlent le commerce des pagens à Lomé est édifiant. Le secteur informel est occupé par les femmes ; 4 femmes sur 5 y exerçaient en 2000, notamment dans les activités de commerce et de vente. La baisse ou l'absence de revenu du mari et le poids des jeunes sans emploi ont accru le rôle des femmes dans la stratégie de survie des ménages. Parfois, il arrive que ces revenus d'appoint deviennent les revenus de base du ménage. En fait, l'apport indispensable des revenus des femmes dans les budgets des ménages a toujours existé au Togo. Dans le Sud-Est dont Lomé fait partie, il est normal voire indispensable que l'épouse ne soit pas à la charge du mari (Locoh, 1984). Elle est tenue de travailler pour ses enfants ; l'obligation de l'homme étant de lui fournir une parcelle de terre à cultiver. Les femmes travaillent non seulement sur leur champ mais aussi sur celui de leur mari, lequel peut aussi les aider pour des travaux les plus durs. La commercialisation des produits dérivés de leur agriculture leur donne une certaine autonomie vis-à-vis de leur conjoint. Mais c'est surtout dans l'activité commerciale qu'on retrouve les togolaises du Sud. En effet, comme le note Thérèse Locoh (1984), « *presque toutes les femmes ont, à un moment donné, à commercialiser elles-mêmes leur production (légumes, tomates, piments, gari) et l'activité commerciale est considérée dans toute la région comme allant de soi pour une femme, au même titre que le ménage et la cuisine pour une Européenne* ». Ce qui est caractéristique de la difficile condition des femmes car devant mener de front activités économiques et vies familiales. Cette participation des femmes à l'économie répond aussi à un choix de vie correspondant à une volonté d'autonomie (Thiriart, 2000). On assiste, entre autres, à l'apparition de nouvelles formes d'union notamment les unions informelles et à la décohabitation des conjoints. (URD-DSGCN, 2002). Les difficultés économiques, en diminuant le pouvoir économique des hommes est probablement la cause de cette situation. En effet, les hommes peuvent ne plus avoir la capacité financière pour accomplir les cérémonies habituelles et offrir la compensation matrimoniale.

Il est indéniable que cette forte participation des femmes à la vie économique peut avoir des conséquences sur d'autres aspects de leur vie, notamment la reproduction. Et si l'on admet qu'au même moment, on note une baisse de la fécondité à Lomé, on peut logiquement s'interroger sur les relations existant entre vie professionnelle et vie féconde des femmes à Lomé. Très active, la femme loméenne est-elle prise dans un conflit aigu entre rôles productif et reproductif ? Les analyses qui suivent porteront essentiellement sur le premier emploi rémunéré et l'entrée en vie féconde. Dans quel ordre surviennent ces deux événements pour les loméennes ? Quels changements l'exercice d'une activité économique peut introduire dans l'entrée en vie féconde des femmes ? À l'inverse, quels sont les effets de la vie féconde sur l'accès à un emploi rémunéré des femmes à Lomé ? Telles sont les questions auxquelles nous voudrions répondre ici en étudiant les interrelations entre vie professionnelle et vie féconde à travers l'analyse des données de l'enquête biographique réalisée à Lomé en 2000.

1. SOURCE DE DONNEES ET METHODES D'ANALYSE

1.1. Données

Les données utilisées proviennent en effet de l'enquête biographique réalisée à Lomé en 2000 par l'Unité de recherche démographique (URD) de l'Université de Lomé dans le cadre de l'Étude togolaise sur les migrations et l'urbanisation. Les informations relatives aux biographies résidentielles, matrimoniales, professionnelles et génésiques ont été recueillies à Lomé auprès de trois groupes de générations de citoyens : le groupe de générations le plus ancien a 45-59 ans au moment de l'enquête (il est né entre 1940 et 1954), le groupe intermédiaire, 35-44 ans (né entre 1955 et 1964) et le plus jeune 25-34 ans (né entre 1965 et 1974). Au total, ce sont 1224 hommes et 1312 femmes qui ont été interviewés. Les données collectées permettent de retracer la vie des enquêtés jusqu'à la date de l'enquête. Le caractère rétrospectif de ces données permet de retracer l'évolution de différents événements intervenant au cours de la vie des individus enquêtés sur une période de 30 ans.

1.2. Techniques d'analyse

L'analyse des données biographiques consiste à prendre en considération le temps qui s'écoule entre un instant de référence commun à tous les individus analysés et la date de l'événement observé (ou date de transition) ou la date de sortie de l'observation. Ce qui nécessite une conceptualisation rigoureuse afin de bien définir la population soumise au risque, la nature de l'événement étudié (renouvelable ou non), les différentes issues permettant de préciser clairement les cas de transition, d'émigration et de troncature ainsi que les risques concurrents qui feront sortir l'individu de l'observation. La population de référence ou soumise au risque doit être le plus homogène possible du point de vue de certains critères précis ; l'âge, un état du cycle de vie des individus comme le premier mariage ou le premier enfant, etc. La durée d'exposition au risque est calculée depuis l'instant initial jusqu'au moment de la transition ou de la troncature. Les possibilités d'analyses des données biographiques reposent sur les méthodes statistiques traitant des variables de durée de vie. Certaines de ces méthodes sont purement descriptives (estimateur de Kaplan-Meier, estimateur de Aalen), d'autres sont explicatives comme le modèle à risques proportionnels de Cox.

L'estimateur de Kaplan-Meier permet de décrire le comportement hypothétique d'une cohorte fictive qui aurait connu les mêmes événements (dans les mêmes conditions de vie) que les individus enquêtés. Dans la pratique, on calcule la probabilité de connaître l'événement étudié à chaque âge ; une courbe est ensuite obtenue et s'interprète comme la proportion des individus ayant survécu à cet événement à chaque âge. La médiane est souvent utilisée pour donner un résumé synthétique de l'allure de la courbe. Mais elle n'est pas forcément atteinte, surtout lorsque l'événement est rare dans le groupe ou sous-groupe à risque. Par ailleurs, quelques tests existent pour comparer l'homogénéité entre les courbes de survie : le test du Log-rank, sensible aux différences d'occurrence des événements en fin d'observation et celui de Breslow, sensible aux différences d'occurrence des événements en début d'observation.

L'estimateur de Aalen est mieux indiqué lorsqu'on ne veut pas émettre l'hypothèse d'indépendance entre les événements (Trussel et al., 1992 ; Bocquier, 1992 ; Courgeau et Lelièvre, 1989). En effet, certains événements étudiés peuvent se réaliser sous plusieurs formes ; on parle alors de risques multiples ou concurrents (competing risks). Par exemple, le premier emploi peut être obtenu soit dans le secteur moderne soit dans le secteur informel. Dès que l'un des risques apparaît, l'autre devient impossible. De même, on peut isoler deux phénomènes (accès au premier logement et entrée en union) et comparer leur intensité dans un cadre théorique qui ne nécessite pas de faire l'hypothèse d'indépendance des deux risques. Concrètement, il s'agit de calculer la somme cumulée des quotients instantanés pour chaque événement. L'interprétation graphique ne se fait pas sur les niveaux de chacune des courbes des quotients cumulés ainsi construites ; elle se fait par la comparaison des pentes des courbes entre elles, ce qui permet d'avoir à chaque instant t , une idée de l'intensité de chacun des risques en question. Au moment t , la pente estime l'intensité de survenue de l'un ou l'autre des risques concurrents.

Quant au modèle de Cox, il permet de prendre en considération les différents états qu'a connu un individu et de prendre le temps en compte dans l'analyse causale. Le modèle de Cox peut être vu comme l'introduction de la dimension temporelle dans la régression ou comme le contrôle par la régression de l'effet des variables explicatives dans l'analyse de survie (Courgeau et Lelièvre, 1989 ; Blossfeld *et al.*, 1989 ; Trussel *et al.*, 1992 ; Bocquier, 1996). Une de ces originalités est donc qu'il permet d'introduire des variables indépendantes ayant les valeurs pouvant varier au cours du temps et dont les effets s'interprètent de la même manière que ceux des variables indépendantes dont les valeurs ne changeraient pas. Par exemple, un individu qui est successivement étudiant, salarié du secteur formel puis chômeur contribue successivement à l'estimation du risque des apprentis, à celui des salariés du secteur formel puis à celui des chômeurs (Antoine *et al.*, 1998). Un coefficient est estimé pour chaque variable et s'interprète comme un facteur accélérant ou ralentissant le risque que l'événement étudié se produise. Ainsi, dans un modèle explicatif de l'accès au premier emploi, un coefficient supérieur à 1 indique que la modalité à laquelle il est associé augmente le risque (ou multiplie le risque par autant) d'avoir un premier emploi ; et inversement un coefficient inférieur à 1 indique que la modalité associée diminue le risque (ou divise le risque par l'inverse multiplicatif du coefficient). Ainsi, si le coefficient est de 0,67, on dira que, *ceteris paribus*, la modalité concernée diminue d'un tiers (ou de 33 %) le risque d'accéder à un premier emploi. On pourrait aussi dire que cette modalité divise ce risque par l'inverse multiplicatif du coefficient 0,67, c'est-à-dire 1,5.

Enfin, l'analyse non paramétrique des interférences entre événements (Courgeau et Lelièvre, 1989) qui s'inscrit dans le cadre plus général de l'analyse des processus markoviens peut également être utilisée (voir annexe pour description détaillée). Son originalité vient de sa faible exigence du point de vue des hypothèses : le modèle non paramétrique n'impose aucune forme à la distribution de l'événement étudié. Ce modèle permet de déceler une influence locale d'un événement sur un autre, sans que nécessairement le second exerce une influence sur le premier. Ainsi, on pourra déceler l'influence du premier mariage sur l'accès au premier emploi, et réciproquement, l'effet de l'entrée en activité sur la première union. Une différence fondamentale du modèle non paramétrique, par rapport aux autres modèles d'analyse de survie, est qu'aucune formule de régression linéaire n'est utilisée pour mesurer l'interaction. On se soustrait ainsi à l'hypothèse de proportionnalité que l'on fait dans les modèles de régression logistique ou à risques proportionnels.

1.3. Quelques problèmes liés à l'utilisation des données biographiques

Le principal problème que l'on rencontre dans l'analyse des données biographiques rétrospectives est celui de la troncature. Il est lié au fait que pour certains individus l'exposition au risque étudié peut être interrompue par l'enquête (l'individu n'a pas encore connu l'événement à la date d'enquête), par une sortie d'observation à un moment donné, par une entrée tardive en observation. Dans le premier cas, on parle de troncature à droite, dans le second cas c'est une troncature par intervalle et dans le troisième cas c'est une troncature à gauche. Parfois, un événement (par exemple emploi formel vs emploi informel) peut venir « concurrencer » l'événement étudié : on parle aussi de troncature à droite. Ces problèmes de troncature peuvent être résolus : la méthode du maximum de vraisemblance utilisée pour l'estimation des paramètres permet de prendre en compte la troncature à droite ; le problème que posent les deux autres types de troncatures est résolu lors de la définition de la population soumise au risque.

Par ailleurs, tout échantillon d'enquête rétrospective est nécessairement biaisé du fait de la survie ou de la sédentarisation des individus. Deux catégories de population ne peuvent être interrogées dans ce type d'enquête : les morts et les émigrants qui ne sont pas revenus au lieu d'enquête. On peut espérer que les itinéraires ne sont pas fortement influencés par la mortalité (l'itinéraire des vivants représenterait bien celui des morts), mais il est par contre fréquent que la migration soit liée aux itinéraires (les caractéristiques des émigrés ne sont pas les mêmes que celles des sédentaires). Aussi, importe-t-il de garder à l'esprit ces restrictions car les résultats sont plus représentatifs de la population sédentaire (loméens de souche et migrants socialisés ou installés définitivement à Lomé) que de la population migrante. C'est d'ailleurs pour cette raison que nous avons travaillé sur une population socialisée à Lomé.

En outre, les comparaisons entre les 3 générations sont limitées par âge et par année. Les trajectoires seront tronquées à des âges différents suivant la génération considérée : de plus en plus courtes et donc de plus en plus incomplètes à mesure que l'on se déplace vers les plus jeunes générations (Bocquier, 1996 ; Antoine *et al.*, 1998). Lorsqu'on se situe à des âges supérieurs au minimum du groupe d'âge considéré, une part de plus en plus importante de la génération n'a pas encore atteint l'âge en question : ce qui fait diminuer la précision des estimations et rend difficile la comparaison entre générations à certains âges. Nous reviendrons sur ces points lors des analyses proprement dites.

Enfin, l'existence d'une hétérogénéité non observée peut entacher la validité de l'analyse explicative réalisée à l'aide du modèle de Cox. Celle-ci vient du fait que l'on ne peut tester l'influence de tous les facteurs susceptibles d'agir sur le processus étudié ; certains ne sont pas simplement saisis par l'enquête, d'autres sont saisis mais ne sont pas pris en compte parce que leur effet est supposé comme inexistant. Il y a donc une hétérogénéité dite non observée qui risque de perturber les résultats obtenus avec les seules données observées (Courgeau, 2004). Dans un modèle semi-paramétrique comme celui de Cox qui fait intervenir le temps, l'effet de cette hétérogénéité non observée revient à sous-estimer les paramètres des variables observées. L'idéal aurait été de modéliser l'hétérogénéité non observée à l'aide d'une distribution connue ; ce qui nécessite d'avoir des informations sur cette hétérogénéité. Ce dont on ne dispose généralement pas. C'est le cas ici pour les modèles de Cox qui ont été élaborés sans tenir compte de l'hétérogénéité non observée.

2. QUELLE « CONCURRENCE » ENTRE LE PREMIER EMPLOI REMUNERE ET L'ENTREE EN VIE FECONDE ?

Avant d'aborder la « concurrence » proprement dite entre premier emploi rémunéré et entrée en vie féconde, nous d'allons d'abord étudier l'évolution des calendriers de survenue de chacun de ces deux événements. Pour cela, nous faisons recours aux courbes de Kaplan-Meier. Elles nécessitent de bien définir la population soumise au risque afin qu'elle soit la plus homogène possible. Ici, il s'agit des femmes socialisées à Lomé, c'est-à-dire dont la durée la plus longue de séjour dans l'enfance (depuis la naissance jusqu'à l'âge de 15 ans) est observée à Lomé. Ainsi définie, cette sous-population est censée être représentative de la population féminine urbaine de Lomé. La seule troncature prise en compte ici est celle due à la date d'enquête. Pour chaque événement étudié, la courbe de Kaplan-Meier représente la proportion de « survivants » ou encore d'individus qui n'ont pas encore connu l'événement, à chaque âge selon la cohorte de naissance.

2.1. Evolution de l'âge au premier emploi rémunéré

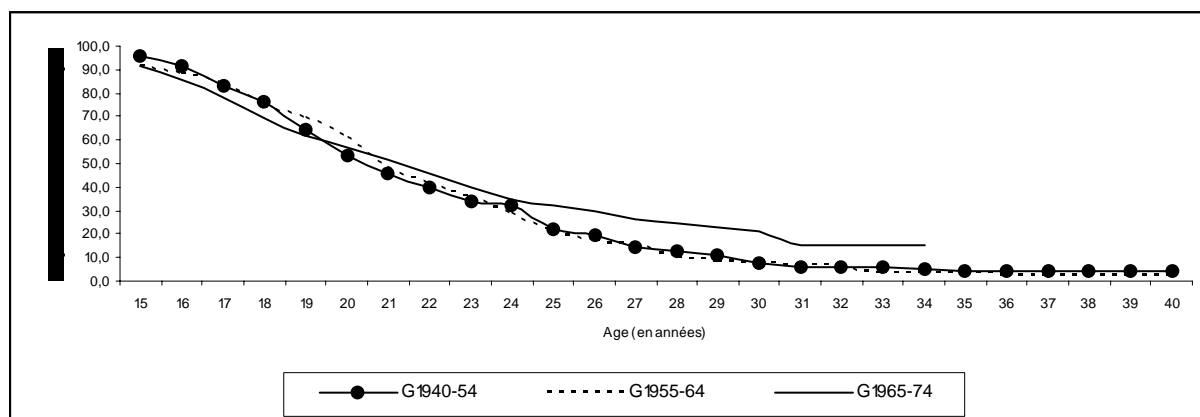
Ainsi sur la figure 1 sont présentées les proportions de femmes qui n'ont toujours pas accédé à leur premier emploi rémunéré à chaque âge selon la cohorte de naissance. On y voit que jusqu'au 24^{ème} anniversaire, l'accès au premier emploi rémunéré semble se dérouler de la même façon pour toutes les femmes. Ensuite, une tendance à un accès de plus en plus tardif se profile chez la plus jeune génération à partir de 25 ans. A 25 ans, les trois quart environ des femmes de l'ancienne (78 %) et de la génération intermédiaire (79 %) contre seulement deux femmes sur trois (68 %) de la jeune génération sont déjà entrées sur le marché du travail. Les écarts sont plus prononcés à 30 ans ; à cet âge la proportion de femmes n'ayant pas encore travaillé passe du simple pour les deux générations antérieures (respectivement 7 % et 8 %) au triple environ pour la plus jeune génération (21 %). Il convient toutefois de relativiser les comparaisons entre les générations au delà de 25 ans car les observations concernant la plus jeune génération sont tronquées et incomplètes. Tous les individus de cette cohorte n'ont pas encore atteint l'âge en question ; ce qui fait diminuer la précision des estimations². Les âges médians sont estimés à 20,6 ans pour la génération la plus âgée, 21,0 pour la génération intermédiaire et à 21,4 ans pour la génération la plus jeune. Dans l'ensemble, le calendrier d'accès à un emploi rémunéré n'a pas significativement varié d'une génération à l'autre³. On peut

² En fait, pour la plus jeune génération, la courbe de survie au delà de 25 ans devrait être interprétée comme une estimation de ce qui se passerait dans le futur si les conditions des années précédentes se maintenaient.

³ Deux types de tests de comparaison ont été faits. L'un dit du Log-rank, sensible aux différences de survenue des événements en fin de période d'observation montre une différence significative entre d'une part la plus jeune génération et la génération intermédiaire (seuil

toutefois dire que le changement qui semble se profiler au sein de la plus jeune génération (accès à un emploi rémunéré plus tardif) peut être le fait de la scolarisation (prolongation de la durée des études supérieures) ou de la situation économique difficile que connaît le Togo depuis quelques années.

Figure 1 : Age au premier emploi rémunéré des femmes socialisées à Lomé

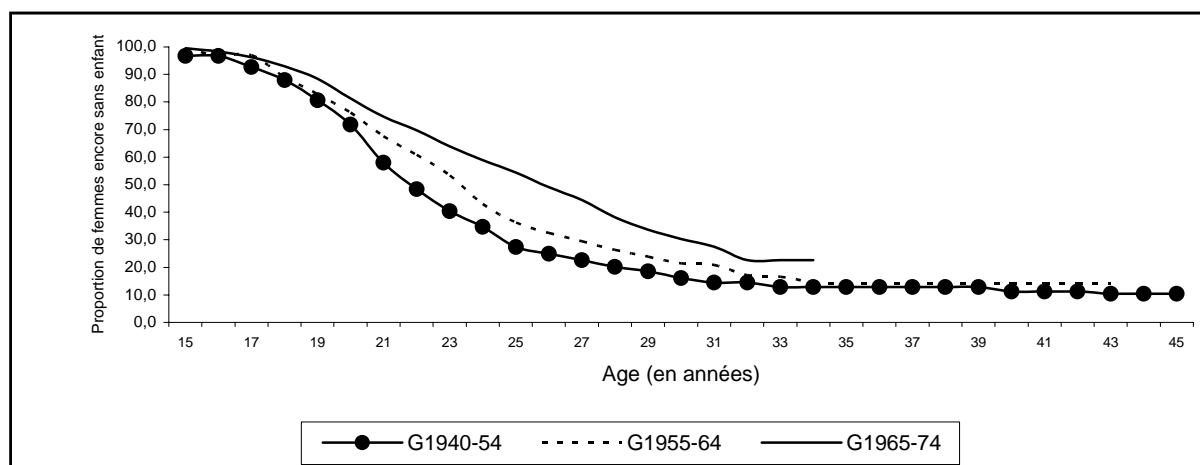


Source : Enquête togolaise sur les migrations et l'urbanisation, 2000.

2.2. Evolution de l'âge à l'entrée en vie féconde

Quant à l'entrée en vie féconde, les courbes de Kaplan-Meier (Figure 2) qui représentent la proportion de femmes n'ayant pas encore d'enfant à chaque âge selon la cohorte de naissance, montrent bien qu'elle est en net recul dans la plus jeune génération. Le recul de l'âge à la première naissance est une des raisons de la baisse de la fécondité. On note qu'à 25 ans, 73 % des femmes de la génération la plus âgée avaient déjà leur premier enfant tandis que 64 % de celles de la génération intermédiaire et seulement 46 % de celles de la génération la plus jeune ont connu leur première naissance à cet âge. L'âge médian à la première naissance est un autre indicateur permettant d'appréhender le recul de l'entrée en vie féconde. Il augmente de génération en génération ; il est de 22,0 ans pour la génération la plus âgée, 23,3 ans pour la génération intermédiaire et de 26,0 ans pour la génération la plus jeune. Les tests statistiques montrent que la différence entre les deux générations antérieures n'est pas significative (au seuil de 1 %). Au même seuil, le comportement de la plus jeune génération est significativement différent de celui de chacune des deux générations les plus âgées.

Figure 2 : Age au premier enfant des femmes socialisées à Lomé



Source : Enquête togolaise sur les migrations et l'urbanisation, 2000.

de 5 %) et d'autre part entre la plus jeune génération et la génération la plus âgée (seuil de 10 %). L'autre dit de Breslow, sensible aux différences existantes en début d'observation ne montre aucune différence significative entre les générations prises deux à deux.

2.3. L'enchaînement des deux événements

Le tableau 1 présente les résultats relatifs à l'enchaînement de l'accès au premier emploi et de l'entrée en vie féconde des femmes. On y voit que pour la plupart des femmes des deux générations les plus âgées, l'activité précède l'enfant ; la plupart des femmes de ces générations travaillaient avant d'avoir leur premier enfant. Dans le groupe de générations le plus âgé, 61 % des femmes travaillaient avant d'avoir un enfant ; cette proportion passe à 56 % pour le groupe intermédiaire. Cette diminution est certainement due à une entrée en vie féconde plus tardive pour les femmes de la génération intermédiaire étant donné que le calendrier d'accès à un emploi rémunéré semble être le même pour ces deux générations. D'ailleurs, on note que la proportion de femmes qui travaillent mais qui n'ont pas encore d'enfants au moment de l'enquête est passée de 9 % pour le groupe le plus ancien à 14 % pour la génération intermédiaire. Des changements semblent se profiler au sein de la jeune génération ; 12 % n'ont connu aucun des deux événements, 25 % travaillent mais n'ont pas encore d'enfants et 40 % travaillaient avant d'avoir leur premier enfant. La comparaison des résultats relatifs à cette génération par rapport à ceux des générations antérieures est sujette à des biais en ce sens que vu leur jeune âge (25-34 ans), les femmes de cette génération sont moins concernées par l'un et/ou l'autre des deux événements étudiés. Les trajectoires sont en effet de plus en plus courtes et incomplètes à mesure que l'on se déplace vers les plus jeunes générations (Bocquier, 1996 ; Antoine *et al.*, 1998).

Tableau 1 : Enchaînement de l'accès à l'emploi et de l'entrée en vie féconde à Lomé

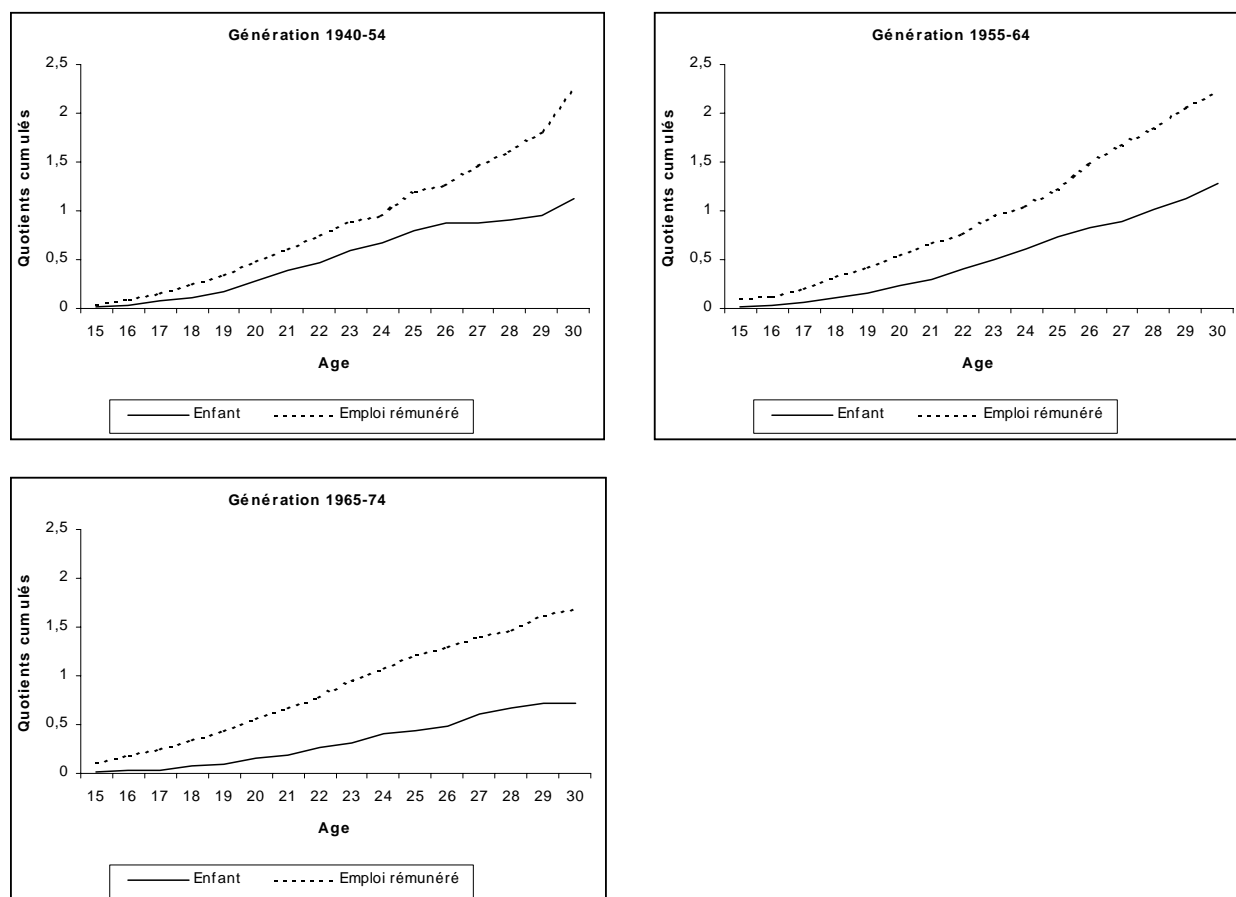
	G1940-54	G1955-64	G1965-74
Aucun	1,6	0,0	12,0
Enfant seulement	0,8	2,5	10,0
Activité seulement	8,9	14,1	24,9
Activité - Enfant	60,9	55,5	39,8
Enfant – Activité	27,8	27,9	13,3
Total	100,0	100,0	100,0
Effectifs	124	163	241

Source : Etude togolaise sur les migrations et l'urbanisation, 2000.

Par ailleurs, à partir des courbes de Aalen, on peut aussi voir lequel des deux événements étudiés affecte rapidement les femmes socialisées à Lomé au cours de leur vie. Ici, on isole deux événements (accès au premier emploi rémunéré et arrivée du premier enfant) et on compare leur intensité au cours du temps. Les individus sont ainsi soumis indépendamment au risque de connaître l'un ou l'autre des deux événements. Ce qui permet de construire des courbes et d'en comparer les pentes et d'avoir ainsi à chaque instant t , une idée de l'intensité de chacun des risques en question. Signalons que les quotients peuvent excéder l'unité mais l'on compare essentiellement les pentes des courbes relatives à chaque événement.

La comparaison des courbes (Figure 3) montre que, quel que soit le groupe de générations, les femmes socialisées à Lomé ont une forte propension pour le premier emploi rémunéré par rapport au premier enfant. L'accès au premier emploi rémunéré précède nettement l'entrée en vie féconde. En effet, les courbes relatives à l'emploi ont des allures nettement plus prononcées que celles concernant l'arrivée du premier enfant et ce, pour chaque groupe de générations. Les écarts semblent plus prononcés à mesure que l'âge augmente pour chaque groupe de générations. De plus, ces écarts semblent être plus importants pour les deux générations les plus jeunes que pour la génération la plus âgée. En effet, le décalage entre les courbes semble arriver plus vite dans les jeunes générations. L'entrée en vie féconde intervient en effet moins vite pour ces générations. Pour les femmes de Lomé, il y a donc une probabilité beaucoup plus importante d'accéder à un emploi que d'avoir un premier enfant.

Figure 3 : « Concurrence » entre accès à l'emploi rémunéré et entrée en vie féconde



Source : Enquête togolaise sur les migrations et l'urbanisation, 2000.

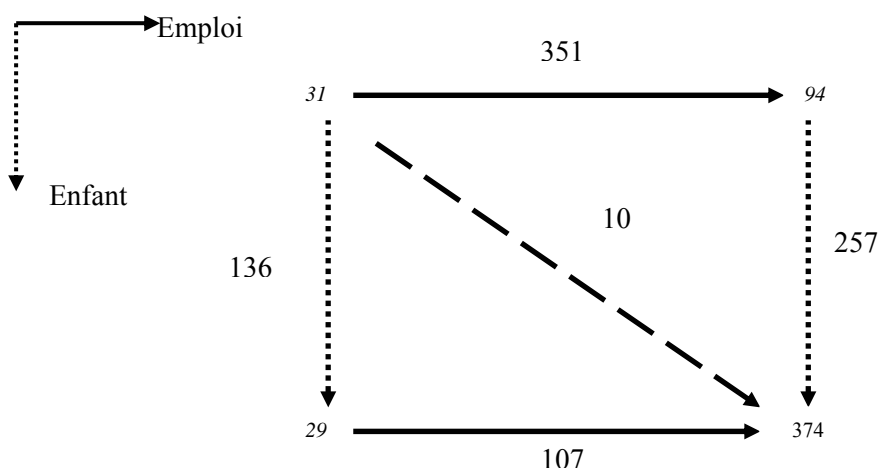
3. INTERACTIONS ENTRE PREMIER EMPLOI REMUNERE ET PREMIER ENFANT

Au-delà de l'ordre dans lequel surviennent la première activité rémunérée et le premier enfant, il est intéressant d'examiner les effets réciproques de l'activité et de la vie féconde, d'analyser les interactions possibles entre les deux événements. En d'autres termes, il s'agit de déceler l'influence de l'entrée en activité sur le premier enfant et réciproquement l'effet du premier enfant sur l'entrée en activité. C'est l'objet de la section suivante pour laquelle ont été utilisées les méthodes mises au point à l'INED par Daniel Courgeau et Éva Lelièvre (1989)⁴.

Avant de comparer graphiquement chacun des risques (avant et après occurrence de l'événement concurrent), le diagramme suivant illustre les transitions entre les événements (emploi rémunéré, enfant). L'échantillon est composé des 528 femmes socialisées à Lomé. Sur ce diagramme sont représentés les fréquences de transition d'un état de nullipare n'ayant pas encore un premier emploi rémunéré vers l'état soit de primipare (verticalement et en pointillés) soit d'active rémunérée (horizontalement). Les chiffres en italiques représentent les troncatures à droite c'est-à-dire ici les sorties d'observation dues à la date d'enquête. La première flèche verticale de gauche (en pointillés) indique le passage à l'état de primipare d'abord (« enfant avant activité »), la seconde de droite le passage au même état mais après avoir déjà connu le passage à l'état d'active rémunérée (« enfant après activité »). De même, la première flèche horizontale en haut représente le passage à l'état d'active rémunérée d'abord (« activité avant enfant »), la seconde en bas, le passage au même état

⁴ Philippe Bocquier (1996) a mis au point les procédures statistiques spécifiques dans le logiciel Stata afin d'appliquer ces méthodes de traitement des interactions.

mais après avoir déjà fait la transition vers l'état de primipare (« activité après enfant »). La flèche oblique indique le passage simultané (la même année) aux deux états.



À la lecture de ce diagramme, on remarque que « l'activité avant l'enfant » et « l'enfant après l'activité » sont des événements nettement plus fréquents que « l'enfant avant l'activité » et « l'activité après l'enfant ». En effet, sur les 528 femmes socialisées à Lomé, 351 soit 66 % ont eu d'abord un emploi rémunéré, 257 soit 49 % ont eu leur premier enfant après être entrées en activité. Seules 136 soit 26 % ont eu d'abord leur premier enfant et seules 107 femmes soit 20 % sont devenues actives après avoir eu leur premier enfant. Une infime proportion de ces femmes (2 %) soit 10 femmes ont connu les deux événements simultanément⁵. Finalement, sur les 528 femmes observées et soumises au risque de connaître l'un et/ou l'autre des deux événements jusqu'à la date d'enquête, 31 (6 %) n'ont connu aucun des deux événements, 94 (18 %) ont seulement connu le premier emploi rémunéré, 29 (5 %) ont seulement connu le premier enfant et 374 (71 %) ont expérimenté les deux événements (en lisant les chiffres en italiques qui représentent les troncatures).

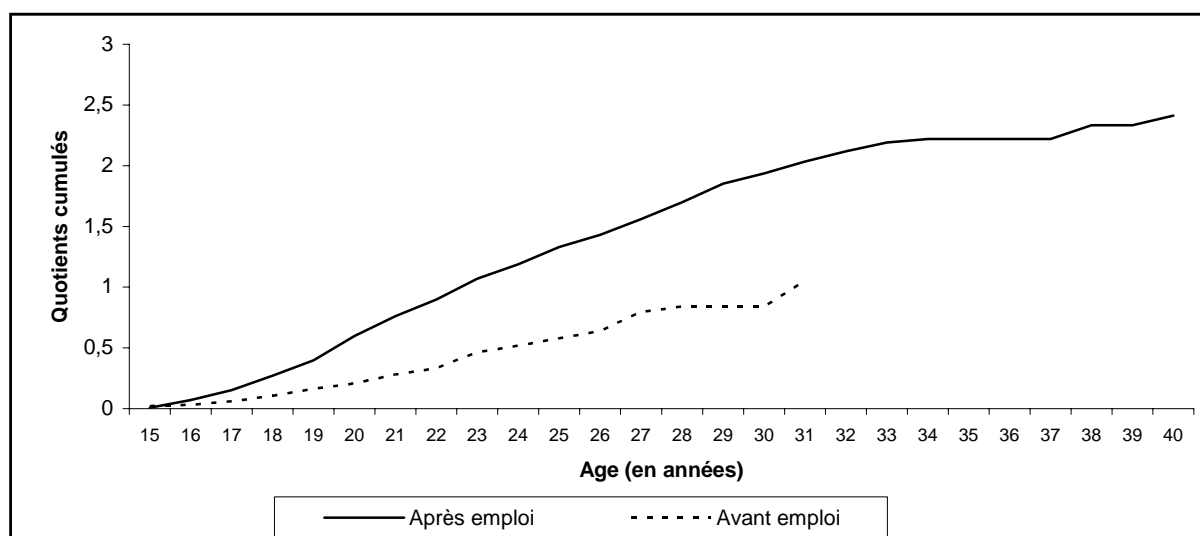
Mais les courbes des quotients cumulés aident à mieux comprendre les interactions possibles entre l'emploi et la vie féconde. Quels sont les risques d'avoir un premier enfant avant et après le premier emploi ? À l'inverse, quels sont les risques d'accéder à un emploi avant et après le premier emploi ? L'interprétation de ces courbes se fait, comme pour les courbes de Aalen, en fonction de leur pente et non leur niveau. Le test de comparaison de Hoem permet de voir si les différences entre les courbes relatives à chacun des 2 risques en question sont significatives.

3.1. Risques d'entrée en vie féconde avant et après l'emploi rémunéré

Sur la Figure 4 sont présentés les risques cumulés d'avoir un enfant avant et après l'emploi rémunéré. À partir de 18 ans, les courbes se différencient nettement ; l'allure de la courbe relative aux risques après l'emploi semble être plus abrupte que celle relative aux risques avant l'emploi. La probabilité d'avoir un enfant est plus élevée pour les femmes ayant déjà travaillé que pour celles restées toujours sans emploi. Le test de comparaison de Hoem corrobore ce constat et permet de conclure à une différence significative de l'écart entre les 2 courbes de quotients cumulés. Les femmes actives courent davantage de risque d'entrer en vie féconde que celles sans emploi. Pour les femmes de Lomé, l'entrée en activité rémunérée est comme un préalable à l'arrivée du premier enfant, surtout parce qu'elles commencent à travailler assez tôt.

⁵ Dans la suite des analyses, les 10 cas de simultanéité sont répartis à part égale : 50 % des individus ont été comptés comme ayant connu le premier emploi rémunéré avant le premier enfant et l'autre moitié comme ayant eu le premier enfant avant le premier emploi rémunéré.

Figure 4 : Risques d'entrer en vie féconde avant et après le premier emploi rémunéré (toutes générations confondues)



Source : Enquête togolaise sur les migrations et l'urbanisation, 2000

3.2. Les déterminants de l'entrée en vie féconde des femmes déjà actives

Pour mieux comprendre cette influence de l'activité sur l'arrivée du premier enfant, nous avons utilisé le modèle semi-paramétrique de Cox sur les femmes socialisées à Lomé et qui n'avaient pas d'enfant au moment de leur emploi. Le risque étudié ici est celui d'avoir un premier enfant pour une femme qui exerce une activité rémunérée. La variable dépendante est le temps qui s'écoule entre le début de ce premier emploi rémunéré et l'arrivée éventuelle d'un premier enfant. Deux modèles sont élaborés. Le modèle 1 permet de montrer les effets de certaines variables socio-démographiques susceptibles d'influencer l'entrée en vie féconde des femmes ; le modèle 2 permet de voir l'effet de l'activité. L'objectif étant ici d'identifier, à part l'activité, les variables pouvant accélérer ou ralentir le passage de l'état de femme nullipare à celui de femme primipare, on doit retenir certaines variables susceptibles d'influencer l'événement étudié, l'arrivée du premier enfant. Certaines de ces variables sont permanentes et caractérisent l'individu au début de l'observation : elles ont dites fixes et leur effet est supposé constant tout au long de l'observation. D'autres, par contre, peuvent évoluer au cours du temps et modifier ainsi le cours de la vie d'un individu : ce sont les variables fonction du temps.

3.2.1. Les variables explicatives fixes

Les groupes de générations sont établis à partir de la date de naissance et sont ceux qui ont servi à la stratification de l'échantillon de l'étude. Ce sont donc les générations nées entre 1940 et 1954 (45-59 ans à l'enquête), les générations 1955-1964 (35-44 ans à l'enquête) et les générations 1965-1974 (25-34 ans à l'enquête). Ces trois groupes de générations ont connu des contextes économiques différents au Togo, allant de la période faste de l'indépendance (début des années 1960), au ralentissement économique des années 1970 (baisse des prix des matières premières, chocs pétroliers, etc.) et à la période de crise et d'ajustement structurel des années 1980. La génération la plus âgée (1940-54) servira de référence aux analyses. On anticipe une entrée en vie féconde plus tardive pour les jeunes générations.

L'ethnie est souvent stigmatisée comme ayant un rôle dans les études concernant la fécondité au Togo. Quatre groupes ethniques sont retenus : les Ewé, les Mina, les Ouatchi et les autres ethnies. Les Ewé et les Mina sont les deux principaux groupes ethniques à Lomé. Les seconds sont urbanisés depuis longtemps. Si l'on admet également que les femmes de ce groupe se marient plus tard et sont scolarisées plus longtemps que les autres, elles devraient avoir moins vite leur premier enfant.

La religion est celle déclarée à l'enquête. Nous avons distingué : les catholiques, les protestantes, les musulmanes, les traditionnelles, les « sans religion » et les autres. En raison des pesanteurs culturelles qui caractérisent leur religion, on peut anticiper une entrée précoce en vie féconde des musulmanes.

L'âge au premier emploi traduit le calendrier de l'accès à l'emploi. On peut ainsi voir si le délai d'attente avant l'arrivée du premier enfant varie en fonction d'un emploi plus ou moins tardif. On peut supposer que les femmes qui ont tardivement leur premier emploi (sans avoir d'enfant) ont un délai d'attente plus court que celles qui ont commencé à travailler tôt.

Le niveau d'instruction est mesuré par la dernière classe fréquentée. Quatre niveaux sont distingués : les non scolarisées, les femmes ayant atteint le niveau primaire, celles ayant atteint le collège et celles ayant atteint au moins le lycée. On peut admettre que les femmes les plus instruites entrent moins rapidement en vie féconde que les non scolarisées.

3.2.2. Les variables explicatives changeant au cours du temps

Les variables changeant avec le temps se distinguent des variables fixes parce qu'elles interviennent en cours d'observation. Leur effet n'est pas constant tout au long de l'observation.

L'activité étant la variable explicative principale, plusieurs périodes ont été distinguées selon le statut et le type d'activité afin de voir les comportements différentiels. On distingue les salariées qualifiées, les salariées subalternes, les artisanes indépendantes de production, les vendeuses indépendantes, les étudiantes, les chômeuses et les inactives⁶. Cette variable ne donne pas le statut d'activité du moment mais l'évolution de carrière. Pour un même individu, on a successivement plusieurs activités ; la variable reflète donc le temps passé dans chaque type d'activité exercé par l'individu depuis son entrée en observation. Les salariées qualifiées étant celles qui travaillent généralement dans le secteur moderne, on peut supposer que l'arrivée du premier enfant serait plus tardive pour elles.

Le statut matrimonial permet de distinguer les femmes selon leur histoire matrimoniale. Trois distinctions ont été faites : les célibataires, les femmes en union⁷ informelle, celles en union formelle et les femmes en rupture d'union (divorcées ou veuves).

Plusieurs constats découlent des résultats du modèle 1 (Tableau 2). D'abord, les jeunes générations ont moins rapidement leur premier enfant que les générations les plus âgées même si la position du groupe intermédiaire n'est pas significative. Comme presque partout en Afrique, l'union apparaît comme le lieu privilégié de la procréation. En effet, par rapport aux femmes en union informelle, les célibataires ont un risque très réduit d'avoir une première naissance (le risque relatif particulièrement bas le montre bien). L'âge au premier emploi a un effet réducteur sur le délai d'attente avant l'entrée en vie féconde. Par rapport aux femmes ayant eu un premier emploi avant 20 ans, celles entrées en activité rémunérée après cet âge mettent plus de temps avant d'avoir un premier enfant. L'effet réducteur est d'autant plus aigu que l'âge augmente ; en particulier, les femmes ayant commencé à travailler entre 30 et 34 ans ont à partir de ce moment neuf fois moins vite un premier enfant. On peut penser que ces femmes qui ont tardivement un emploi rémunéré s'inscrivent plutôt dans une logique délibérée privilégiant une carrière professionnelle au détriment de la vie familiale. Ce qui fait que même devenues actives, elles ne « s'empressent » pas d'avoir un enfant. Peut-être n'ont-elles pas simplement trouvé de conjoint. Ce résultat rejoint ceux obtenus précédemment montrant la primauté de l'emploi sur l'enfant chez les femmes de Lomé. L'appartenance ethnique semble n'avoir aucun effet significatif sur le rythme d'entrée en vie féconde.

⁶ Il peut paraître surprenant de considérer les modalités « étudiantes », « chômeuses » et « inactives » alors que l'analyse est faite sur les femmes déjà actives. En fait, la variable activité varie au cours de l'observation et il est bien possible qu'entre le début de l'activité et le premier enfant, une femme ait changé de statut dans l'activité et devienne chômeuse, inactive, etc. Elle ne sort pas d'observation et ses chances d'avoir un enfant peuvent être modifiées par ce changement de statut. L'originalité du modèle de Cox est de prendre justement en compte ce type de situation et de faire en sorte que cette femme contribue successivement à l'estimation du risque caractéristique des actives, des chômeuses et des inactives durant la période d'observation.

⁷ Une union est formelle lorsqu'elle a été sanctionnée par une cérémonie civile, religieuse ou coutumière. Une union informelle est donc toute union non sanctionnée par l'une des cérémonies précitées.

Le modèle 2 permet de voir l'effet de la période d'activité. La prise en compte de l'activité ne modifie pas les effets observés. La plus jeune génération a toujours moins vite le premier enfant. Les difficultés économiques que ressentent davantage les femmes de la plus jeune génération par rapport aux femmes les plus âgées les obligent sûrement à reporter l'arrivée de leur premier enfant. Ces jeunes appréhendent mieux que leurs aînées le coût de l'enfant et de son instruction et ont évidemment un besoin plus grand de confort. On y voit que par rapport aux vendeuses indépendantes, les femmes qualifiées salariées ont deux fois plus rapidement leur premier enfant. Ce qui est un résultat surprenant. On s'attend plutôt au résultat inverse si l'on admet que l'incompatibilité des rôles productif et reproductif est plus aiguë pour une salariée qualifiée que pour une vendeuse indépendante. Toutefois, on peut aussi penser que c'est davantage l'assurance économique qu'offre l'emploi qui amène les femmes à faire leur premier enfant que la contrainte que l'activité exercée impose. Les inactives, qui sont en fait des femmes au foyer, ont aussi environ deux fois plus vite leur premier enfant. Les artisanes indépendantes ont environ deux fois moins vite leur premier enfant que les vendeuses indépendantes. On note cette fois-ci que les femmes ayant atteint au moins le lycée ont moins rapidement leur première naissance que les non instruites. Il est généralement admis que la fécondité est plus précoce chez les femmes non instruites.

Tableau 2 : Modèle de Cox concernant l'arrivée du premier enfant chez les femmes actives

Variables (Modalité de référence)	Modalités	Nombre de femmes-années à risque ⁸	Risques relatifs	
			Modèle 1	Modèle 2
Génération	1940-54	576	réf.	réf.
	1955-64	714	0,856	0,840
	1965-74	965	0,696**	0,690**
Niveau scolaire atteint	Non scolarisée	545	réf.	réf.
	Primaire	796	0,796	0,839
	Collège	591	0,934	1,014
	Lycée et plus	323	0,866	0,542*
Religion	Aucune	104	1,048	1,040
	Traditionnelle	431	0,724	0,662*
	Catholique	1.283	réf.	réf.
	Protestante	289	0,922	0,844
	Musulmane	89	0,997	0,948
	Autre	59	0,904	0,813
Ethnie	Ewé	1.011	réf.	réf.
	Mina	674	1,122	1,156
	Ouatchi	138	1,343	1,290
	Autre ethnie	432	1,212	1,293
Age au premier emploi	Avant 20 ans	1.231	réf.	réf.
	20-24 ans	760	0,484***	0,506***
	25-29 ans	193	0,554**	0,577*
	30-34 ans	71	0,112***	0,117***
Etat matrimonial	Célibataire	1.362	0,063***	0,062***
	En union informelle	758	réf.	réf.
	En union formelle	110	1,360	1,466
	Séparée/veuve	25	1,023	1,385
Période d'activité	Salariée qualifiée	171		2,251**
	Salariée subalterne	163		0,549
	Vendeuse indépendante	1.399		réf.
	Artisane indépendante de production	344		0,565***
	Etudiante/Apprentie	76		0,780
	Chômeuse	32		1,298
	Inactive	70		1,764**
Femmes à risque		-	350	350
Femmes-années à risque		2.255	2.255	2.255
Premier enfant		-	257	257
Wald chi2		-	233,69***	266,40***

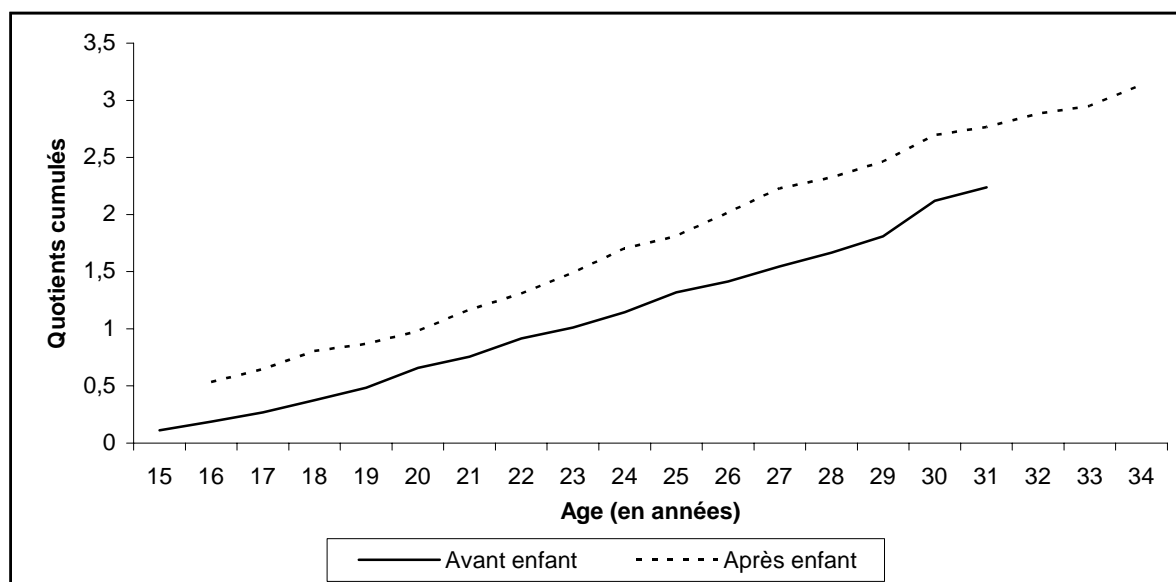
Le symbole *** indique que la valeur est significative au seuil de 1 % ; ** au seuil de 5 % et * au seuil de 10 %. Source : Enquête togolaise sur les migrations et l'urbanisation, 2000.

⁸ Nous ne commentons pas les coefficients estimés lorsque le nombre de femmes-années à risque est inférieur à 50, seuil auquel la significativité ne peut être valide.

3.3. Risques d'entrée en activité rémunérée avant et après l'enfant

Comme pour l'entrée en vie féconde, sur la Figure 5 sont présentés les risques cumulés d'entrée en activité rémunérée avant et après le premier enfant. Les deux courbes se différencient nettement mais les allures semblent être les mêmes. Les pentes sont donc égales et on peut en conclure que les intensités d'entrée en activité avant et après l'arrivée de l'enfant ne sont pas différentes. Pour ainsi dire, l'entrée en activité rémunérée n'est guère conditionnée par l'arrivée du premier enfant.

Figure 5 : Risques d'accès au premier emploi avant et après le premier enfant (toutes générations confondues)



Source : Enquête togolaise sur les migrations et l'urbanisation, 2000

3.4. Les déterminants de l'accès au premier emploi rémunéré des femmes déjà fécondes

Il est toutefois intéressant de voir l'effet de l'évolution de la vie génésique sur le rythme d'entrée en activité rémunérée tout en vérifiant également les effets d'autres variables susceptibles d'avoir aussi une influence. Deux modèles différents concernant les femmes socialisées à Lomé et qui n'étaient pas en activité au moment de la naissance du premier enfant ont été construits. Le risque étudié est celui pour une femme ayant déjà un premier enfant d'entrer en activité rémunérée. La variable dépendante est la durée comprise entre la naissance de l'enfant et l'accès au premier emploi rémunéré. On analyse donc le temps qui s'écoule entre la naissance de l'enfant et l'entrée éventuelle en activité rémunérée. La faiblesse des effectifs soumis au risque n'a pas permis d'élaborer des modèles spécifiques à l'emploi salarié d'une part et à l'emploi indépendant d'autre part. Les variables utilisées sont presque identiques à celles utilisées dans les modèles explicatifs de l'entrée en vie féconde. Le nombre d'enfants nés vivants permet de caractériser la vie génésique de la femme ; on a également pris en compte le statut d'activité avant le premier emploi et l'âge de la femme au premier enfant (Tableau 3). Dans le modèle 1 sont pris en compte les effets de quelques variables socio-démographiques. Le modèle 2 permet en outre de voir les effets des variables relatives à la vie féconde de la femme (nombre d'enfants, âge au premier enfant).

Les résultats présentés dans le modèle 1 montrent qu'il n'y a pas de différence significative entre les trois générations quant à l'accès au premier emploi rémunéré. Seules les variables socio-culturelles telles que la religion et l'ethnie semblent avoir un effet sur l'entrée en activité rémunérée des femmes déjà fécondes. En effet, on note que les femmes musulmanes ont moins vite le premier emploi rémunéré que les catholiques. Est-ce l'effet des pesanteurs culturelles de la religion musulmane qui est à l'origine de cette situation ? C'est très vraisemblable. Il semble que dans les sociétés musulmanes où règne une certaine domination masculine, le travail des femmes est mal perçu. S'agissant de l'ethnie, on constate que les femmes Mina et Ouatchi entrent moins vite en activité que les Ewé. On peut

supposer que c'est parce qu'elles sont plus au fait de la modernité et donc sûrement les plus aptes à prolonger leurs études que les Mina entrent plus tard en activité rémunérée.

Tableau 3 : Modèle de Cox concernant l'accès au premier emploi rémunéré des femmes déjà fécondes

Variables	Modalités	Nombre de femmes-années à risque	Risques relatifs	
			Modèle 1	Modèle 2
Génération	1940-45	200	réf.	réf.
	1955-64	228	1,365	1,215
	1965-74	281	0,645	0,630
Niveau scolaire atteint	Non scolarisée	181	réf.	réf.
	Primaire	188	1,339	1,864**
	Collège	156	0,820	0,878
	Lycée et plus	183	0,865	0,921
Religion	Aucune	6	1,687	2,746
	Traditionnelle	107	0,753	0,672
	Catholique	385	réf.	réf.
	Protestante	93	0,664	0,668
	Musulmane	82	0,176**	0,199**
	Autre	36	0,320**	0,218***
Ethnie	Ewé	219	réf.	réf.
	Mina	230	0,558*	0,571*
	Ouatchi	78	0,561	0,688
	Autre ethnie	182	0,992	0,982
Etat matrimonial	Célibataire	151	0,849	0,724
	En union	500	réf.	réf.
	Séparée/veuve	58	0,772	0,783
Période précédant l'activité	Etudiante	83	réf.	réf.
	Chômage	35	5,446***	5,196***
	Apprentie	258	1,072	0,970
	Inactive	333	0,707	0,574*
Nombre d'enfants	Un enfant	434		réf.
	Deux enfants	127		0,811
	Trois enfants et plus	148		0,595
Age au premier enfant	Avant 20 ans	420		réf.
	20-24 ans	231		2,296***
	25 ans et plus	58		1,592
Femmes à risque		-	136	136
Femmes-années		709	709	709
Premier emploi rémunéré		107	107	107
Wald chi2			64,2***	102,6***

Le symbole *** indique que la valeur est significative au seuil de 1 % ; ** au seuil de 5 % et * au seuil de 10 %. Source : Enquête togolaise sur les migrations et l'urbanisation, 2000.

Dans le modèle 2, deux variables relatives à la vie génésique de la femme ont été introduites : le nombre d'enfant et l'âge au premier enfant. L'effet de génération n'est toujours pas significatif. Le nombre d'enfants n'a pas d'effet significatif sur l'accès au premier emploi alors que l'âge au premier enfant accélère le rythme d'entrée en activité rémunérée. En particulier, les femmes ayant eu leur premier enfant entre 20 et 24 ans ont deux fois plus vite un emploi rémunéré que celles dont la première naissance est intervenue avant l'âge de 20 ans. L'instruction accélère le rythme d'accès au premier emploi. Toutefois seul l'effet du niveau primaire est significatif. En effet, les femmes ayant atteint le niveau primaire accèdent environ deux fois plus vite à l'emploi que les non instruites. On peut penser que les femmes ayant ce niveau d'instruction ont davantage de chance de s'installer à leur propre compte en exerçant un des multiples emplois précaires du secteur informel. On note enfin que le fait d'être femme au foyer freine l'entrée en activité rémunérée ; le risque est deux fois moindre que celui des étudiantes.

CONCLUSION

Cette analyse a montré que si l'entrée en vie féconde est plus tardive dans la plus jeune génération, le calendrier de l'accès à un emploi rémunéré a en revanche peu varié d'une génération à l'autre. Mais en raison probablement d'une durée plus longue des études et des difficultés d'insertion professionnelle, des changements se profilent au sein de la jeune génération, allant dans le sens d'une entrée plus tardive en activité rémunérée.

Les femmes de Lomé commencent à travailler assez tôt et sont très présentes dans la vie économique, contrairement à ce qu'on observe dans une autre capitale africaine comme Dakar. L'accès à un emploi rémunéré précède nettement l'arrivée du premier enfant. Les femmes ayant tardivement leur premier emploi ont également moins vite la première naissance. Pour celles-ci, c'est probablement un choix de vie qui consiste à privilégier le travail au détriment de la famille. Les femmes exerçant des activités qualifiées salariées ont plus vite leur premier enfant que les vendeuses installées à leur propre compte. Peut-être la stabilité offerte par un emploi salarié facilite-t-elle l'entrée en vie féconde. Toutefois, en fin de vie féconde, les indépendantes ont plus d'enfants que les salariées. Il est tout à fait possible que l'absence de perspectives professionnelles et l'incertitude sur leur avenir pousse les jeunes à reporter les naissances ; ce qui réduirait ainsi la durée de leur vie reproductive et par là-même leur descendance atteinte.

Mais le premier enfant n'entrave pas l'accès à un emploi rémunéré. En effet, si les femmes actives ont plus rapidement une première naissance que celles non actives, elles ont en revanche autant de chance d'entrer en activité rémunérée avant et après l'arrivée du premier enfant. Il y a donc simplement une influence du premier emploi rémunéré sur l'entrée en vie féconde mais pas l'inverse. On ne trouve pas plus vite un premier emploi selon qu'on ait un enfant ou pas.

Enfin, d'un point de vue méthodologique, l'application des techniques d'analyse biographique est d'un apport inestimable à la compréhension du sujet étudié mais elle nécessite de circonscrire les analyses à des sous-populations spécifiques afin de bien définir les groupes à risque. Ce qui conduit rapidement à travailler sur des petits effectifs. Nous n'avons pas pu mener ainsi des analyses explicatives spécifiques sur l'emploi salarié auquel accèdent très peu de femmes à Lomé. De plus, si cette étude a apporté des éclaircissements permettant de mieux comprendre les relations entre activité professionnelle et vie féconde, il est tout de même intéressant d'approfondir ces aspects et de voir, au-delà du premier emploi et de la première naissance, cette influence de l'activité sur la fécondité et inversement.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Antoine P., Ouedraogo D., Piché V. (dir.), *Trois générations de citadins au Sahel*, Paris, L'Harmattan, 1998, 276 p. (Villes et Entreprises).
- Antoine P., Bocquier P., Razafindratsima N., Roubaud F. (dir.) (2000), « Biographies de trois générations dans l'agglomération d'Antananarivo. Premiers résultats de l'enquête BIOMAD-98 », Paris, CEPED, 141 p. Documents et Manuels, n° 11.
- Antoine P. (2001), « L'approche biographique et ses possibilités pour l'analyse des systèmes de genre », Abidjan, ENSEA, IFORD, INED et UEPA, 22 p. Communication au colloque Genre, population et développement en Afrique, Abidjan, 16-21 juillet 2001.
- Antoine P. (2002), « L'approche biographique de la nuptialité : application à l'Afrique », in G. Caselli, J. Vallin, G. Wunsch, *Démographie : Analyse et Synthèse. II. Les déterminants de la fécondité*, p. 51-74, Paris, INED, VI+460 p.
- Antoine P., Dial F. B. (2003), « Mariage, divorce et remariage à Dakar et Lomé », Dakar, IRD, 15 p. Communication aux Journées scientifiques de l'AUF « Familles du Nord, Familles du Sud », Marseille 23-26 juin.
- Bocquier P. (1992), « Insertion et mobilité professionnelles à Dakar », Paris, Université Paris V René Descartes - Sorbonne, 375 p. Thèse de doctorat en démographie.
- Bocquier Philippe, (1996), « L'analyse des enquêtes biographiques à l'aide du logiciel Stata », Paris, CEPED, 208 p. (Documents et Manuels, n°4).
- Blossfeld H-P., Hamerle A., Mayer K-U. (1989), *Event History Analysis. Statistical Theory and Application in the Social Sciences*, Millsdale, Lawrence Erlbaum Associates Publishers, 294 p.
- Courgeau D., Lelièvre É. (1989), *Analyse démographique des biographies*, Paris, INED, 268 p. (Également publié en anglais: *Event history analysis in demography*, Oxford, Clarendon Press, 1992, 226 p.).
- Courgeau D. (2004), *Du groupe à l'individu : synthèse multiniveau*, Paris, Editions de l'INED, 242 p.
- Dial F. B. (2001), « Le divorce, source de promotion pour les femmes ? L'exemple des femmes divorcées de Dakar et Saint-Louis (Sénégal) », Abidjan, Ensea, Iford, Ined et Uepa, 15 p. Communication au colloque « Genre, population et développement en Afrique », Abidjan, 16-21 juillet.
- Marguerat Y. (1998), « La répartition spatiale de l'emploi moderne à Lomé (la situation en 1990) », in N. Gayibor, Y. Marguerat, G. Kwami Nyassogbo (Dir.), *Le centenaire de Lomé, capitale du Togo (1897-1997). Actes du Colloque de Lomé (3-6 mars 1997)*, p. 377-398, Lomé, Presses de l'UB, 492 p. Collection Patrimoines, n°7.
- Piché V., Poirier J., Neill G. (1989), « Travail des femmes et fécondité dans les pays en développement : que nous a appris l'Enquête mondiale de la fécondité ? » *Cahiers québécois de démographie*, vol. 18, n°1, p. 159-184.
- Thiriart M-P. (1998), « Faire et défaire les liens du Mariage. Evolution et pratiques matrimoniales au Togo », Paris, CEPED, 288 p. Les Etudes du CEPED n 16.
- Thiriart M-P. (2000), « Les pratiques matrimoniales, au principe des systèmes de genre », in M. Bozon, T. Locoh (Dir.), *Rapports de genre et questions de population*, p. 81-94, Paris, INED, 196 p. Dossiers et Recherches, n°85.
- Trussell T. J., Hankinson R., Tilton J. (1992), *Demographic applications of event history analysis*, Oxford, Clarendon Press, 276 p.
- Urd, Dgscn (2002a), *Famille, Migrations et Urbanisation au Togo : Fascicule 2 : Résultats de l'enquête quantitative*, Lomé, URD, 206 p. + annexes.
- Urd, Dgscn (2002b), *Famille, Migrations et Urbanisation au Togo : Fascicule 4 : Migrations et insertion urbaine à Lomé*, Lomé, URD, 122 p. + annexes.

ANNEXES

NOTES SUR LE MODELE DE COX ET LE PRINCIPE DES INTERACTIONS

Le modèle semi-paramétrique de Cox

La dimension temporelle que privilégie l'analyse biographique est absente de la plupart des modèles de régression. Afin de remédier à cela, Cox a été le premier en 1972 à proposer des méthodes qui permettent de combiner effet du temps et analyse de régression. Le modèle de Cox peut être vu comme l'introduction de la dimension temporelle dans la régression ou comme le contrôle par la régression de l'effet des variables explicatives dans l'analyse de survie (Courgeau et Lelièvre, 1989 ; Blossfeld et al., 1989 ; Trussel et al., 1992 ; Bocquier, 1996). Afin de résoudre à la fois le problème de la durée et celui des facteurs explicatifs, Cox a donc proposé de faire la régression sur la caractéristique acquise par l'individu chaque année de sa vie jusqu'au moment de l'enquête et non sur la caractéristique acquise par l'individu au moment de l'enquête ou à l'issue de sa vie. Contrairement à ce que le modèle de régression exige, la modalité de référence n'est pas unique pour l'ensemble de l'échantillon mais est propre à chaque durée d'observation. Une fonction de séjour de base ou courbe de séjour de référence (par exemple en l'état de « non encore actif » si l'on analyse le premier emploi) est établie à partir de cette série de probabilités : c'est la composante non paramétrique du modèle. Le modèle de régression calcule alors l'effet des variables explicatives sur le risque annuel de connaître l'événement ; c'est la composante paramétrique du modèle qui s'ajoute à la composante non paramétrique pour former un modèle dit sémi-paramétrique. A chaque variable est associé un coefficient de régression qui mesure l'influence moyenne de cette variable sur le risque annuel. Pour ainsi dire, l'effet des variables est proportionnel à la probabilité annuelle de connaître l'événement. D'où l'appellation de ces modèles dits « à risques proportionnels ».

Le coefficient s'interprète comme un facteur accélérant ou ralentissant le risque que l'événement étudié se produise. Ainsi, dans un modèle explicatif de l'accès au premier emploi, un coefficient supérieur à 1 indique que la modalité à laquelle il est associé augmente le risque (ou multiplie le risque par autant) d'avoir un premier emploi ; et inversement un coefficient inférieur à 1 indique que la modalité associée diminue le risque (ou divise le risque par l'inverse multiplicatif du coefficient). Ainsi, si le coefficient est de 0,67, on dira que, in ceteris paribus, la modalité concernée diminue d'un tiers (ou de 33 %) le risque d'accéder à un premier emploi. On pourrait aussi dire que cette modalité divise ce risque par l'inverse multiplicatif du coefficient 0,67, c'est-à-dire 1,5. Une des originalités du modèle de Cox est qu'il permet d'introduire des variables indépendantes ayant les valeurs pouvant varier au cours du temps et dont les effets s'interprètent de la même manière que ceux des variables indépendantes dont les valeurs ne changeraient pas. Un homme qui est successivement étudiant, salarié du secteur formel puis chômeur contribue successivement à l'estimation du risque des apprentis, à celui des salariés du secteur formel puis à celui des chômeurs (Antoine et al., 1998).

Formellement, le modèle se présente comme suit :

$$h(t, X, Z) = h_0(t) e^{\sum \beta_i x_i + \sum \beta_j z_j(t)}$$

Où :

$h(t, X, Z)$ représente le quotient instantané de transition au cours du temps t pour un individu ayant certaines caractéristiques précises mesurées par les valeurs des variables indépendantes ;

$h_0(t)$ est une fonction de transition en l'absence de l'effet spécifique des variables indépendantes (fonction inconnue dans le modèle) ;

x_i représente l'ensemble des variables indépendantes dont la valeur est fixe pour un individu tout au long de l'observation ;

z_j représente l'ensemble des variables indépendantes dont la valeur peut varier au cours du temps ;

Les β_i et β_j représentent les coefficients de régression associés respectivement aux variables indépendantes fixes x_i aux variables indépendantes pouvant évoluer en cours d'observation z_j .

Les résultats des modèles sont généralement exprimés sous forme logarithmique mais on peut les présenter sous forme exponentielle (c'est ce qui se fait le plus souvent). On évalue ainsi les risques associés aux différentes modalités d'une variable par rapport à la catégorie de référence. Si une modalité n'a aucune influence relativement à la catégorie de référence, son coefficient e^b vaudra 1 ; si l'influence de cette variable augmente le quotient instantané de transition, la valeur de son coefficient est supérieur à 1 ; si au contraire son influence réduit le quotient, le coefficient sera inférieur à 1.

Le modèle suppose que le quotient sous-jacent $h_0(t)$ est le même pour tous les individus de la population considérée, quelle que soit leur appartenance à une sous-population particulière. D'un côté, le modèle semi-paramétrique de Cox est par ailleurs plus robuste que les modèles paramétriques car il englobe dans le quotient sous-jacent une partie de l'hétérogénéité non observée (Courgeau et Lelièvre, 1989). En fait, l'existence d'une hétérogénéité non observée peut entacher la validité de l'analyse réalisée (Courgeau, 2004). Celle-ci vient du fait que l'on ne peut tester l'influence de tous les facteurs susceptibles d'agir sur le processus étudié ; certains ne sont pas simplement saisis par l'enquête, d'autres sont saisis mais ne sont pas pris en compte parce que leur effet est supposé comme inexistant. Il y a donc une hétérogénéité dite non observée qui risque d'invalider ou de polluer les résultats obtenus avec les seules données observées (Courgeau, 2004). Dans un modèle semi-paramétrique comme celui de Cox qui fait intervenir le temps, cette hétérogénéité non observée peut faire changer les paramètres estimés lorsqu'elle est indépendante des variables observées. Toutefois, il semble que si l'omission de certaines caractéristiques (indépendantes de celles observées) dans l'analyse réduit la valeur absolue des paramètres estimés, elle n'a en revanche aucun effet sur le signe de ces paramètres (Bretagnole et Huber-Carol, 1988 cité par Courgeau, 2004). En d'autres termes, l'introduction d'une caractéristique omise dans l'analyse renforcera l'effet de la caractéristique observée si celui-ci était déjà significatif ou à l'inverse pourra faire acquérir à la caractéristique observée un effet tout à fait significatif si celui-ci ne l'était pas. En définitive, bien qu'on ne sache pas si ce sont tous les facteurs ayant un effet sur les durées de séjour qui sont pris en compte dans les différents modèles de Cox, on peut s'assurer tout de même du sens et du degré de significativité des effets observés.

Ce quotient sous-jacent estimé de façon non paramétrique permet d'éviter de modéliser les transitions à l'aide de distributions connues. De l'autre, le problème des résidus qui se pose toujours lorsqu'on procède à une analyse de régression pour étudier un phénomène ne peut être résolu ici car la nature de l'approche semi-paramétrique ne permet pas l'analyse des résidus, contrairement aux modèles paramétriques.

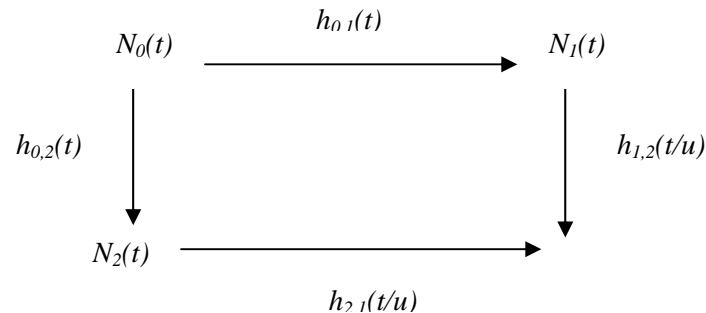
Principe de la description des interactions et traitement des simultanités⁹

L'analyse non paramétrique des interférences entre événements a été mise au point à l'INED par Eva Lelièvre, en collaboration avec Daniel Courgeau (Courgeau et Lelièvre, 1989). Cette technique s'inscrit dans le cadre plus général de l'analyse des processus markoviens. Son originalité vient de sa faible exigence du point de vue des hypothèses : le modèle non paramétrique n'impose aucune forme à la distribution de l'événement étudié.

Ce modèle permet de déceler une influence locale d'un événement sur un autre, sans que nécessairement le second exerce une influence sur le premier. Ainsi, on pourra déceler l'influence du premier mariage sur l'accès au premier emploi, et réciproquement, l'effet de l'entrée en activité sur la première union. Une différence fondamentale du modèle non paramétrique, par rapport aux autres modèles d'analyse de survie, est qu'aucune formule de régression linéaire n'est utilisée pour mesurer l'interaction. On se soustrait ainsi à l'hypothèse de proportionnalité que l'on fait dans les modèles de régression logistique ou à risques proportionnels.

⁹ Extrait de « L'analyse des enquêtes biographiques à l'aide du logiciel Stata », Bocquier (1996).

A l'instant t , on observe $N_0(t)$ femmes présentes à Dakar à l'âge de 12 ans. Posons $h_{0,1}(t)$, le quotient instantané d'entrée pour le premier emploi, c'est-à-dire une mesure du risque d'entrée en activité. Le quotient instantané correspondant au premier mariage est $h_{0,2}(t)$. Pour les femmes ayant déjà travaillé, le quotient $h_{1,2}(t/u)$ représente la probabilité qu'elles ont de se marier en ayant déjà été actives. De même, le quotient $h_{2,1}(t/u)$ représente la probabilité d'entrer en activité après avoir quitté le célibat. Le schéma suivant formalise l'analyse :



Pour voir si la probabilité d'entrée dans la vie active diffère avant et après l'entrée en union, nous testons l'égalité :

$$h_{0,1}(t) = h_{2,1}(t/u)$$

La différence entre les quotients est entièrement attribuée au premier mariage. Il en est de même dans l'autre sens : pour voir si l'entrée en vie professionnelle influe sur la probabilité de se marier, nous testons :

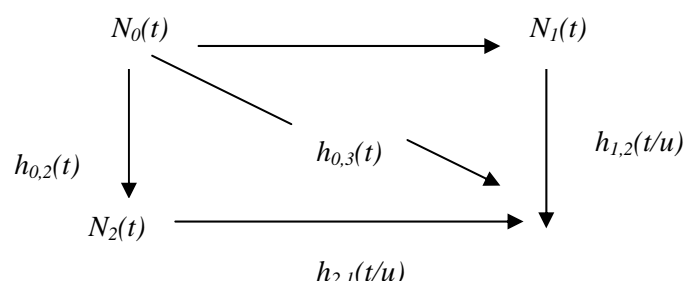
$$h_{0,2}(t) = h_{1,2}(t/u)$$

L'intervalle de temps t choisi est la durée écoulée depuis l'anniversaire des 12 ans, comptée en nombre de mois.

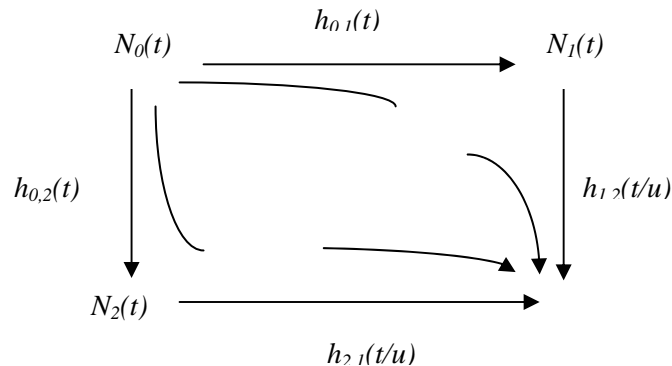
La seule difficulté pour l'estimation du modèle non paramétrique réside dans le traitement des événements qui ont lieu au cours du même intervalle de temps. On parle alors de simultanités. Leur traitement doit faire l'objet d'une attention particulière car il peut influencer les conclusions de l'analyse. Il s'agit en fait d'une difficulté moins liée à la conception du modèle qu'au recueil des données et à la conceptualisation du temps avant l'événement. La commande « nonpar » de Stata offre plusieurs options possibles pour le traitement des simultanités car elles peuvent sensiblement changer les conclusions de l'analyse :

« nosim » : le traitement le plus simple consiste à ne pas tenir compte des individus qui ont expérimenté les deux individus simultanément. Cela signifie que l'échantillon restant a connu les deux événements avec un décalage d'au moins une unité de temps ;

« apart1 » : on peut avec cette option prendre en compte les individus ayant connu les deux événements simultanément, mais en calculant un quotient séparé pour le passage direct du stade initial (les événements n'ont pas encore eu lieu) au stade final (les événements ont eu lieu durant le même intervalle de temps). On calculera en tout cinq séries de quotients :



« dist(fonction) » : les évènements simultanés peuvent être distribués entre les deux chemins possibles : une partie des individus concernés sera comptée parmi les individus qui ont connu l'évènement 1 avant l'évènement 2, et le complément sera compté parmi les individus qui ont connu l'évènement 2 avant l'évènement 1. Il s'agit alors de choisir la bonne répartition. L'option « dis () » offre la possibilité de fixer une répartition pour l'ensemble des intervalles de temps, ou bien de choisir une répartition variant en fonction du temps d'exposition (voir plus loin les applications concrètes).



Dans le premier cas, la première fonction est un chiffre : il doit prendre une valeur entre 0 et 1, qui représente la proportion de simultanés pour lesquelles l'évènement 1 est considéré antérieur à l'évènement 2 (dans l'ordre d'apparition de la liste de variables de la commande « nonpar ») : par exemple « dist (0,5) ». On peut aussi utiliser une fonction qui dépendra de la durée d'observation. Dans ce cas, on demande de préciser la forme de cette fonction en utilisant le terme « Imid » pour indiquer le milieu de l'intervalle. Par exemple, on peut préciser « cond(Imid<360,.8,.4) » pour indiquer que 80 % des simultanés seront considérées comme l'évènement 1 avant l'évènement 2 pour les durées inférieures à 360 mois et 40 % pour les durées supérieures ou égales à 360 mois. Des fonctions plus complexes peuvent être introduites telles que $\exp(-\text{Imid}/4)$; ou $0,5 + (\exp(-\text{Imid}/360)/4)$.

« apart2 », « with () » : ces options de traitement des simultanés sont plus rarement utilisées.