

**TRAJECTOIRES D'INSERTION PROFESSIONNELLE DES JEUNES
AU BÉNIN : FORMES D'ENTRÉE SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL,
DURÉE DE TRANSITION ET INSTABILITÉ EN EMPLOI**

**TRAJECTORIES OF PROFESSIONAL INTEGRATION OF YOUNG
PEOPLE IN BENIN: FORMS OF ENTRY INTO THE LABOUR
MARKET, TRANSITION TIME AND INSTABILITY IN
EMPLOYMENT**

Judicaël Alladatin

Université Alioune Diop de Bambey et Université Mohammed VI Polytechnique

Lucien Médard Dahouè

Université Mohammed VI Polytechnique

Appoline Fonton

Université Laval

Mahutin Anselme Houéssigbédé

École Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée d'Abidjan

Mankponsè Augustin Gnanguènon

Université Mohammed VI Polytechnique

Résumé :

À partir d'une analyse de données rétrospectives retraçant le parcours professionnel de jeunes de 18-29 ans, cet article propose une réflexion sur les trajectoires professionnelles des jeunes au Bénin en s'intéressant spécifiquement aux formes d'entrée sur le marché du travail, aux durées de transition et à l'instabilité en emploi. Nous faisons recours à des méthodes d'analyses statistiques spécifiques complémentaires, aussi bien descriptives qu'explicatives et qui facilitent l'étude des parcours de vie.

A travers donc un modèle de régression en temps discret, le modèle Cox, nous proposons une meilleure perspective d'analyse des trajectoires d'insertion des jeunes au Bénin. Les données utilisées proviennent de l'Enquête sur la Transition de l'École à la Vie Active (ETVA) réalisée au Bénin en 2012 par l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Économique (INSAE). L'analyse des différentes formes, des effectifs et des durées de transitions suggère une stabilité compromise chez les jeunes de 18-29 ans au Bénin. Le modèle met en évidence les facteurs explicatifs qui découlent aussi bien de causes internes que externes.

Mots-clés : parcours professionnel, instabilité, jeunes, emploi, modèle Cox

Abstract:

Based on an analysis of retrospective data tracing the professional trajectories of young people aged 18-29, this article offers an interesting reflection on the professional trajectories of young people in Benin, focusing specifically on forms of entry into the labour market, transition periods and job instability. We use specific complementary statistical analysis methods, both descriptive and explanatory, that are adapted and facilitate the study of life courses.

Through a continuous time, regression model, the Cox model, we propose a better perspective for the analysis of the integration trajectories of young people in Benin. The data used come from the Survey on the Transition from School to Working Life (ETVA) conducted in Benin in 2012 by the National Institute of Statistics and Economic Analysis (INSAE).

Analysis of the different forms, numbers and durations of transitions suggests that stability is compromised among young people aged 18-29 in Benin. The model highlights explanatory factors that stem from both internal and external causes.

Keywords: career path, instability, youth, employment, cox model

Introduction

À travers la cible 8.5 de l'agenda 2030 des objectifs de développement durable (ODD), les États signataires s'engagent à parvenir au plein emploi productif et garantir à toutes les femmes et à tous les hommes, y compris les jeunes et les personnes handicapées, un travail décent et un salaire égal pour un travail de valeur égale. Pour atteindre cette cible, les mesures prises par plusieurs gouvernements ont conduit vers un véritable paradigme, de l'éducation pour tous depuis quelques décennies. Il s'en est suivi un regain d'intérêt pour la question de l'analyse de l'insertion et de la vie professionnelle des jeunes notamment.

En juillet 2009, un pacte mondial pour l'emploi a été adopté à l'unanimité par les pays membres de l'Organisation internationale du travail (OIT) pour surmonter la crise économique en développant le capital humain par le biais de la création d'emplois et de la protection des droits des travailleurs (Organisation internationale du travail, 2013). L'OIT s'engage auprès des groupes les plus touchés particulièrement les jeunes. Un engagement dont le but est d'aider les personnes à retrouver un travail décent, concept central des stratégies de développement économique et social. Selon Rousseau (2007), depuis les années soixante, le discours de plusieurs économistes et notamment de ceux qui adhèrent à la théorie du capital humain soutient que l'éducation constitue l'investissement le plus productif pour les stratégies de développement économique et social et pour le parcours professionnel des individus. Selon le même auteur, l'éducation est vue comme une forme d'investissement qui accroît les chances sociales des jeunes et dont on peut vérifier la rentabilité à travers la rapidité d'insertion sur le marché du travail et les salaires perçus. Ainsi, les différences d'insertion s'expliqueraient par les différences dans l'investissement éducatif.

S'il est vrai que l'éducation est susceptible d'induire des processus d'insertion plus rapide, les jeunes générations subissent visiblement les conséquences d'un marché du travail instable. Cela se traduirait par une instabilité ainsi que des bifurcations marquées dans les trajectoires professionnelles des jeunes dont la grande majorité des aînés, il y a quelques décennies, étaient préprogrammés pour une insertion professionnelle stable (Alladatin 2014). Depuis les crises successives du milieu des années 80, cette situation de l'insertion professionnelle se détériore surtout dans les pays en voie de développement comme le Bénin où l'on peine à mettre en route des politiques publiques adéquates dans les secteurs de l'éducation et de l'insertion professionnelle des jeunes (Alladatin, 2016).

Au Bénin, un très faible pourcentage (9,3 %) de jeunes actifs bénéficient d'un emploi contractuel (à durée indéterminée ou déterminée) et 10,5 % ont un accord verbal (Institut

national de la statistique et de l'analyse économique, EMICOV, 2011). La majorité des jeunes actifs (76,8 %) travaillent sans contrat (écrit ou non). Des études se sont multipliées depuis plusieurs années et font appel à une réflexion théorique et méthodologique afin de cerner un champ de recherche qui reste flou où se côtoient économistes et sociologues (Vincens, 1997). Le parcours professionnel des jeunes n'est toujours pas un parcours achevé. Selon Elder & Koné (2014), le chômage des jeunes reste certes un sujet de préoccupation, mais les questions relatives à la qualité du travail mis à la disposition des jeunes sont encore plus pertinentes. À partir d'une analyse de données rétrospectives retraçant le parcours professionnel de jeunes âgés en 2012 de 18 à 29 ans, cet article explore les trajectoires professionnelles des jeunes au Bénin en s'intéressant spécifiquement aux formes d'entrée sur le marché du travail, aux durées de transition et à l'instabilité en emploi. Nous faisons aussi recours à des méthodes d'analyses statistiques (descriptives et explicatives) complémentaires et adaptées qui facilitent l'étude des parcours de vie et des données de survie.

Il existe plusieurs logiciels et langage qui permettent d'implémenter les modèles d'analyse de données de survie. Dans le cadre de cet article, nous avons utilisé « lifelines », une librairie complète de python dédiée à l'analyse des données de survie.

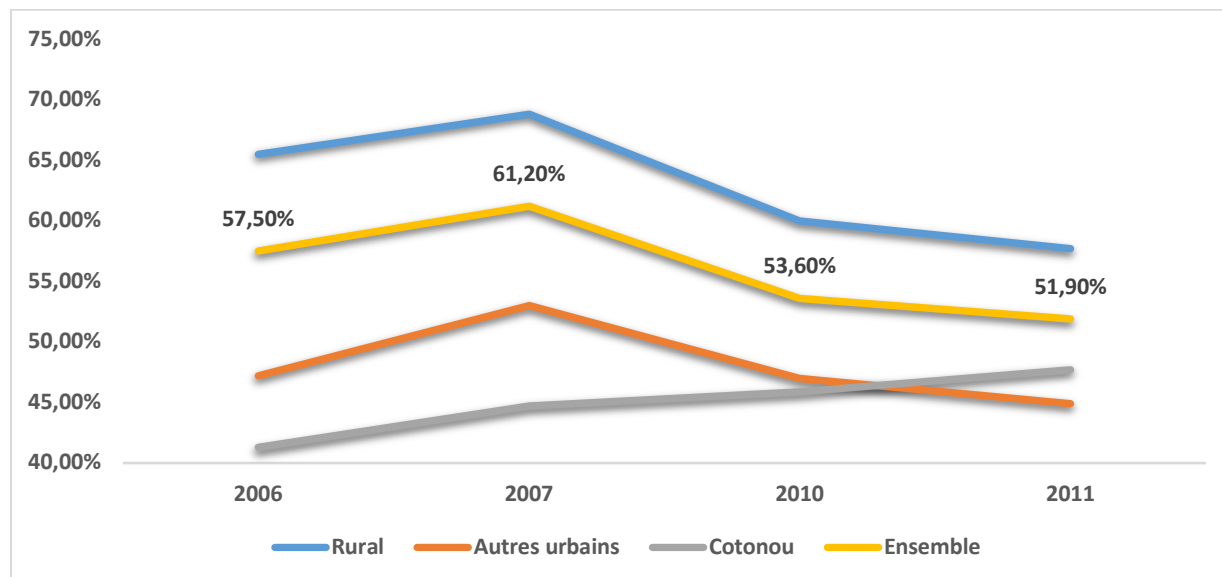
Parcours professionnel : de l'insertion préprogrammée aux processus plus instables

Lorsqu'on entreprend d'analyser dans un contexte comme le Bénin le parcours professionnel des jeunes, il ne faut surtout pas oublier que l'investissement dans le capital humain est le point de départ qui fait de la question un problème social et un objet de politiques publiques. La rentabilité de cet investissement en capital humain est d'autant remise en cause dès lors que l'insertion sur le marché du travail devient problématique. La perspective historique est nécessaire pour relativiser les débats sur l'insertion professionnelle des jeunes. Dubar (2001) estime par ailleurs que le fait de devoir s'insérer en essayant de trouver du travail à la sortie de l'école ou de l'université est tout sauf un fait naturel qui aurait toujours existé. Selon l'auteur, dans certains pays comme la France, la question de l'insertion des jeunes n'est devenue un problème social et un objet de politiques publiques en occident que depuis les années 70. La situation n'est certes pas différente en Afrique, mais présente cependant quelques spécificités. Le passage de l'école à la vie active s'effectuait autrefois pour la grande majorité avec moins d'obstacles qu'aujourd'hui. Selon Pourtier (2010), les premières générations de l'indépendance

ayant investi les postes lucratifs de la fonction publique, il n'est resté que la portion congrue pour les générations suivantes qui trouvèrent porte close, d'autant que les Programmes d'ajustement structurel (PAS) veillaient à les verrouiller.

Au Bénin, les statistiques récentes disponibles suggèrent une baisse des taux d'occupation des jeunes avec le temps. Au niveau national, le taux d'occupation des jeunes est passé de 57,5 % à 51,9 % entre 2006 et 2011 avec une légère hausse en 2007. Une tendance à la baisse observée sur cet intervalle de 5 ans est valable aussi bien en milieu rural qu'en milieu urbain sauf à Cotonou où l'on observe une tendance à la hausse.

Graphique 1 : Évolution du taux d'occupation des jeunes de 18-29 ans au Bénin, 2006-2011



Source : Auteurs à partir des données de l'INSAE/ETVA, 2012

Les statistiques disponibles suggèrent que le marché du travail devient de plus en plus difficile d'accès. Par ailleurs, l'insertion sur le marché de travail des jeunes diplômés était autrefois, pour la grande majorité, une insertion dite programmée : la demande de main-d'œuvre qualifiée dans les administrations surtout publiques étant nettement supérieure à l'offre, les jeunes diplômés étaient jusqu'au milieu des années 80 systématiquement embauchés dès leurs sorties du système éducatif avec les qualifications requises (Alladatin, 2014, 2016). Dans le même temps, l'agriculture constituait la principale activité de la population non scolaire, car, il faut le reconnaître, l'accès à l'éducation était loin d'être universel. Avec le développement de l'accès à l'éducation et les impacts des diverses crises politiques économiques et sociales de ces 4 dernières décennies, l'on assiste à une augmentation de l'offre de main d'œuvre. Cette offre de

la main-d'œuvre est devenue largement supérieure à la demande. Les taux de chômages, mais surtout de sous-emploi sont de plus en plus élevés, et suscitent davantage l'intérêt des acteurs. Selon Masdonati et Zittoun (2012), dans un contexte socio-économique contemporain et au-delà des processus transversaux aux transitions qui peuvent avoir lieu tout au long de la vie, il existe des spécificités à retenir : la transition école-travail, les bifurcations en cours de transition et la sortie du marché du travail. Il existe par ailleurs un nouveau modèle de parcours qui suppose des transitions école-travail moins linéaires (Masdonati et Zittoun, 2012). Ce dernier modèle de parcours est caractérisé par une entrée plus tardive sur le marché de l'emploi des interruptions de formation, des périodes d'attente, le passage par des formations non qualifiantes, des périodes de chômage plus ou moins prolongées, des réorientations et bifurcations, des situations de précarité professionnelle ou du sous-emploi (Alladatin, 2016). Les transitions école-travail qu'elles soient linéaires ou non supposent quelques exigences de la part des jeunes en transition. En effet, les durées de transition de l'école vers le marché du travail seraient sans doute tributaires des diplômes obtenus. Perriard (2015) estime que les problèmes qu'ont les jeunes à intégrer une formation professionnelle certifiante directement après l'école obligatoire ne tiennent pas à une cause unique. L'auteur distingue en effet, les causes externes qui se rapportent aux changements structurels et conjoncturels qui ont profondément et durablement marqué les mondes de l'emploi et de la formation. Cependant, les causes internes sont liées à la personne en formation ou en insertion professionnelle et à son environnement. Selon Domingo et Clément (2017), au-delà du parcours scolaire, les caractéristiques sociodémographiques des jeunes restent des facteurs déterminants pour l'accès à l'emploi.

Démarche et méthodes

Les données utilisées dans cet article proviennent de l'Enquête sur la transition de l'école à la vie active (ETVA) réalisée au Bénin en 2012 par l'Institut national de la statistique et de l'analyse économique (INSAE). Ces données décrivent les durées et l'enchaînement des différentes situations d'emploi et de non-emploi des jeunes. Elles fournissent des informations relatives aux caractéristiques du marché du travail et permettent, par le biais d'informations rétrospectives, de reconstruire le parcours professionnel des jeunes de 18-29 ans depuis le début de leur processus de transition jusqu'à la fin de la période d'observation.

L'échantillon de notre étude est l'ensemble des jeunes de 18-29 ans ayant commencé leur processus de transition vers la vie active. Cette étude s'intéresse aux formes d'entrée sur le marché du travail, le nombre et les durées de transition ainsi qu'à l'instabilité en emploi des jeunes de 18-29 ans au Bénin. Elle s'intéresse également à l'influence de certains facteurs sur ces durées de transition et particulièrement sur la transition vers un emploi stable.

Il existe différents usages des données longitudinales en ce qui concerne les méthodes d'analyse utilisées. Selon qu'elles soient issues d'enquêtes de panel, rétrospectives ou biographiques, les données longitudinales font appel à des méthodes d'analyse spécifiques. La littérature distingue deux principales approches d'analyses des trajectoires : l'approche longitudinale « holiste » et l'approche longitudinale « atomiste » (Robette, 2010). La première est purement descriptive et propose une analyse exploratoire de l'ensemble de la trajectoire en tant qu'unité conceptuelle tandis que la seconde est causale et probabiliste. Selon Robette (2010), l'opposition entre ces deux approches est bien réelle du point de vue de l'objectif de l'étude. En effet, lorsque l'unité d'analyse est le « parcours professionnel » et que l'on s'intéresse aux différences ou aux régularités dans ces parcours, l'on fait généralement des analyses exploratoires à partir de méthodes purement descriptives telles que l'analyse factorielle, l'analyse des séquences ou la classification. Cependant, lorsque l'on s'intéresse à la modélisation des probabilités de transitions en y intégrant les durées de parcours dans une approche paramétrique à vocation explicative/causale, l'appelle à des méthodes d'analyse spécifiques telles que les modèles de Markov, le modèle de Cox, etc. est indispensable. Nous combinons les deux approches tout en mettant un accent particulier sur l'approche explicative.

Certaines considérations théoriques méritent d'être expliquées. En effet, un jeune est considéré comme n'ayant pas encore entamé sa transition s'il est encore dans le système éducatif ou est toujours inactif et non scolarisé, sans intention de chercher du travail (Bureau international du travail, 2013).

Le concept de transition de l'école vers la vie active est défini comme étant chaque position professionnelle occupée par une jeune personne entre la fin des études et le premier emploi stable (Alladatin, 2016). La stabilité dans l'emploi, dans le cadre de cet article, fait recours à l'existence d'un contrat de travail à durée indéterminée. La durée d'une position professionnelle sur le marché du travail exprime quant à lui la durée de transition de cet état jusqu'au début d'un autre.

Les parcours étudiés n'étant pas achevés dans la majorité des cas, les données de survie présentent généralement deux caractéristiques que sont la censure et la troncature.

Données de survie et censure à droite aléatoire

Contrairement à la troncature, la censure prend en compte tous les individus de la population, sauf que la variable est difficilement observable pour certains individus (Faou, 2019). La censure est le phénomène le plus couramment rencontré lors de la collecte de données de survie.

Dans le cadre de cette étude, les censures à gauche correspondent au cas de figure où l'individu a déjà entamé son processus de transition avant la période de début d'observation. Cependant, les données sont dites censurées à droite lorsque les individus n'ont pas achevé leur transition avant la dernière année d'observation. Dans ces cas, les durées de parcours ne sont pas toutes observées et pour certaines d'entre elles, on sait seulement qu'elles sont supérieures à une certaine valeur. La censure à droite de type aléatoire, que nous suspectons, présente dans les données à l'étude, est d'ailleurs la plus courante dans les études de parcours et peut être engendrée entre autres par la fin de la période d'observation. En effet, supposons que l'on dispose d'un n-échantillon T_1, T_2, \dots, T_n de durées réellement observées et soit δ_i une fonction indicatrice donnée qui renseigne sur l'observation de vraies données ($\delta_i = 1$) ou des données incomplètes ($\delta_i = 0$). L'information disponible peut-être résumée par :

$$\begin{cases} X_i = \min(T_i, C_i) \\ \delta_i = 1 \text{ si } T_i \leq C_i \text{ et } 0 \text{ sinon} \end{cases} \quad \text{où les } C_i \text{ sont les censures.}$$

Présentation du modèle Cox

Le modèle de Cox ou modèle continu semi-paramétrique à risques proportionnels, est un modèle de régression en temps continu. Il est couramment utilisé en analyse de données de survie, lorsque par exemple l'objectif est d'évaluer l'effet de covariables sur la durée des parcours de vie (parcours professionnels). Il est directement appliqué sur le risque relatif et non sur la variable d'intérêt (durée de vie, de parcours, etc.).

Supposons que l'on dispose de p covariables $(Z_i)_{1 \leq j \leq p}$ et on pose $Z_i = (Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{ip})^T$. Soit $S(t|Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{ip}) = P[T \geq t|Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{ip}]$ et $f(t|Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{ip})$ la densité conditionnelle de T sachant $(Z_i)_{1 \leq j \leq p}$.

Et on cherche alors à estimer le risque instantané $h(t|.)$ conditionnel aux covariables :

$$h(t|Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{ip}) = \frac{f(t|Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{ip})}{S(t|Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{ip})}$$

Le modèle de Cox est un modèle de régression semi-paramétrique.

Soit $\theta_0 = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p) \in R^p$ un paramètre inconnu indépendant de t . Il représente l'effet des covariables sur le risque instantané. Le modèle de Cox s'écrit alors :

$$\begin{aligned} h(t|Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{ip}) &= h_0(t) \exp(\theta_1 Z_{i1} + \dots + \theta_p Z_{ip}) \\ &= h_0(t) \exp(\theta_0 Z_i) \end{aligned}$$

avec $h_0(t)$ une fonction inconnue de t qui représente le risque de base, il ne dépend pas de θ_0 .

$\exp(\theta_0 Z_i)$ est le risque relatif.

Il s'agit d'estimer les paramètres $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$ et le risque $h_0(t)$.

Hypothèses et vraisemblance du modèle Cox

Le modèle Cox repose principalement sur deux hypothèses :

- ✓ L'hypothèse des risques proportionnels qui stipule que le rapport des risques instantanés de deux individus est indépendant du temps ;
- ✓ L'hypothèse de log-linéarité selon laquelle le logarithme du risque instantané est une fonction linéaire des Z_i . C'est-à-dire : $\log[h(t|Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{ip})] = \log(h_0(t)) + \theta_0 Z_i$.

Les coefficients sont estimés par la méthode du maximum de « vraisemblance ». En réalité, la vraisemblance d'un modèle est la probabilité de ce dernier à générer les données observées. Ainsi, trouver les paramètres qui la rendent maximale revient à trouver le meilleur modèle aux données à l'étude. Dans le cas du modèle Cox, seuls les individus subissant l'événement considéré entrent dans le calcul ; les censures ne sont considérées que partiellement (Berchtold, 2011). On parle de vraisemblance partielle de Cox qui s'écrit :

$$L_n(\theta) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\exp(\theta_1 Z_{i1} + \dots + \theta_p Z_{ip})}{\sum_{j: 1_{X_j \geq X_i} \exp(\theta_1 Z_{j1} + \dots + \theta_p Z_{jp})} \right)^{\delta_i}$$

et l'estimateur $\hat{\theta}_0$ de θ_0 est défini par

$$\hat{\theta}_0 = \operatorname{argmax}_{\theta} L_n(\theta)$$

Le logarithme de la vraisemblance s'écrit donc :

$$\log(L_n(\theta)) = \sum_{i=1}^n \delta_i \left(\theta Z_i - \log \left(\sum_{j=1}^n 1_{X_j \geq X_i} \exp(\theta Z_j) \right) \right)$$

Validation du modèle Cox

La validation du modèle Cox repose essentiellement sur la vérification des deux hypothèses préalablement énoncées. Cependant, celle des risques proportionnels est l'hypothèse majeure du modèle. L'on peut tester cette hypothèse soit de façon graphique à travers des comparaisons de résidus ou par un test numérique (statistique de test) qui vérifie que le coefficient associé à une covariable donnée est stable au cours du temps (Bouaziz, 2015 ; Fardel et Gallic, 2013). Dans le cas où ces hypothèses ne sont pas vérifiées pour une covariable du modèle, on peut faire recours à quelques extensions du modèle Cox : le modèle de Cox stratifié, le modèle Cox avec effet dépendant du temps et les modèles de fragilité (Saint Pierre, 2015).

Il faut notamment retenir que le modèle de Cox est un modèle dont la mise en œuvre et l'interprétation des résultats sont beaucoup plus faciles. Il fait certes de fortes hypothèses, mais il reste robuste en pratique (Berchtold, 2011 ; Bouaziz, 2015).

Interprétation du modèle en termes de rapport de risque relatif

L'interprétation des résultats du modèle Cox repose essentiellement sur le calcul du rapport de risque que l'on compare à la valeur 1.

- Covariable qualitative

Supposons une variable qualitative Z_1 définie comme suit :

$$Z_1 = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu présente le caractère } Z_1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

On montre que $\frac{h_0(t) \exp(\theta_1 * 1 + \dots + \theta_p Z_{ip})}{h_0(t) \exp(\theta_1 * 0 + \dots + \theta_p Z_{ip})} = \exp(\theta_1)$

$\exp(\theta_1)$ est alors le rapport de risque entre un individu qui présente le caractère spécifié et celui qui n'en présente pas, toutes choses étant égales par ailleurs.

- Covariable continue

Lorsque Z_1 est une variable quantitative, θ_1 s'interprète comme l'effet en termes de rapport de risque quand cette dernière augmente d'une unité. On a :

$$\frac{h_0(t) \exp [\theta_1(Z_{i1}+1)+\dots+\theta_p Z_{ip}]}{h_0(t) \exp (\theta_1 Z_{i1}+\dots+\theta_p Z_{ip})} = \exp(\theta_1)$$

Il faut retenir que le risque lorsque toutes les covariables sont égales à zéro (et non en absence de covariables) est appelé « risque de base » et s'écrit :

$$h_0(t) = h(t|Z_{i1} = 0, Z_{i2} = 0, \dots, Z_{ip} = 0) ;$$

Ce risque dépend du temps t et l'on cherche à estimer $H_0(t) = \int_0^t h_0(t)dt$.

Résultats et discussions

La base de données réaménagée utilisée pour la présente étude est constituée de 1 294 jeunes de 18 à 29 ans, dont 48,96 % de jeunes hommes contre 51,04 % de jeunes femmes. Il s'agit des générations de jeunes nés entre 1983 et 1994. En matière de scolarisation, 57,76 % ont le niveau primaire, 36,99 % ont le niveau secondaire (général ou professionnel) et seulement 5,25 % ont atteint le niveau universitaire. Il faut noter que près de 15 % des jeunes à l'étude possèdent de handicaps : de petites difficultés pour se déplacer, pour voir, pour entendre, etc.

Enfin, 549 jeunes soit près de 42 % ont accédé à au moins un emploi au cours de la période d'observation considérée. C'est donc cet échantillon plus réduit qui fait particulièrement objet d'analyse relativement aux transitions professionnelles des jeunes.

Formes, effectifs et durées des premières transitions d'insertion professionnelle

L'analyse des parcours des 549 jeunes suggère différentes formes de transitions professionnelles selon que l'on s'intéresse aux états professionnels le long des parcours. En effet, on peut distinguer trois (3) différents états à savoirs : hors emploi, emploi temporaire et emploi stable. En ce qui concerne les types de transitions/bifurcations, elles peuvent être nombreuses notamment en intégrant les bifurcations (négatives) comme le passage d'un statut d'emploi stable vers le chômage. Nous nous intéressons ici particulièrement à deux transitions dites souhaitables (positives) : de l'école vers le premier emploi et d'un emploi temporaire à un emploi stable.

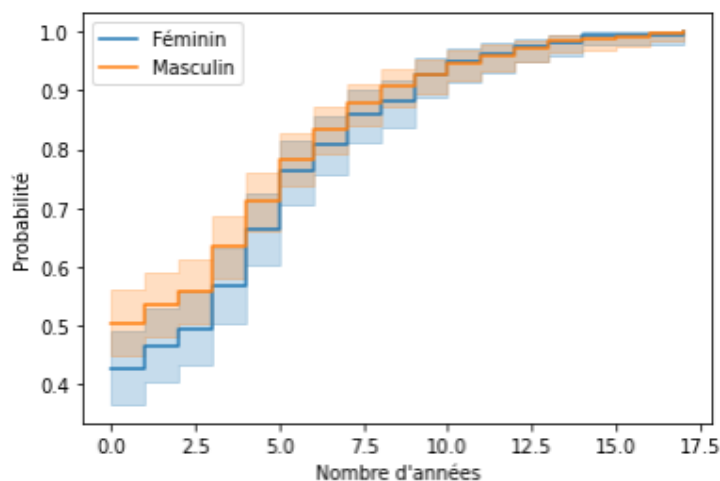
Nous procédons ici à une comparaison entre les jeunes ayant connu au moins une transition et ceux qui n'ont pas connu de transition professionnelle avant la fin de la période d'observation. L'analyse des résultats montre que 57,19 % des hommes contre 42,8 % des femmes ont transité avant la fin de la période d'observation. Un test de khi-deux ($P\text{-value} = 0,001$) montre une relation significative entre le sexe des jeunes et le fait qu'ils aient transité. Cela suggère que les

hommes transitent beaucoup plus que les femmes. Il en est de même pour le milieu de résidence des jeunes. Ainsi 39,7 % des jeunes en milieu rural ont transité contre un peu plus en milieu urbain, soit 60,29 %. En ce qui concerne les types d'emplois auxquels accèdent les jeunes après la sortie du système éducatif, on note que les hommes accèdent beaucoup plus aux emplois sur contrat à durée déterminée (16,24 % contre 8,04 % chez les femmes) ou indéterminée (10,12 % contre 4,69 % chez les femmes). Par contre, les femmes accèdent beaucoup plus aux emplois dits indépendants (87,24 % contre 73,65 %). La relation testée entre le sexe et le type d'emploi à la sortie du système éducatif est bien significative ($P\text{-value} = 0.00001$). Dans les deux catégories, les résultats montrent que la transition vers un emploi dit indépendant est la plus fréquente. En effet, près de 71 % transitent vers un emploi dit indépendant contre 19 % vers un emploi temporaire et seulement 10 % vers un emploi stable. Cette transition massive vers les emplois indépendants cache visiblement la problématique de la qualité des emplois salariés et plus précisément la problématique du sous-emploi.

On s'intéresse, pour la suite aux jeunes qui ont connu au moins une transition durant la période d'observation. Ainsi, on analyse, sachant qu'ils ont transité, la probabilité que la transition ait lieu t année(s) après la fin des études. On désigne cette probabilité « probabilité de transition de l'année t ». Nous construisons des courbes de risques de Kaplan Meier, qui trouvent leurs intérêts dès lors qu'on désire comparer les durées de transitions de deux groupes différents.

Le graphique 2 décrit, selon le sexe, la probabilité de transition vers un premier emploi à différentes dates. Les résultats suggèrent que les durées de transition varient très peu selon le sexe. En effet, la courbe décrivant les probabilités de transiter t année (s) après les études (avec le diplôme requis ou non) suggère que les hommes ont plus de chance que les femmes de transiter au cours des 5 premières années. La probabilité de transiter au cours de la première année après l'école est de 0,43 chez les femmes et de 0,51 chez les hommes. Cette tendance d'une légère plus forte probabilité chez les hommes que chez les femmes semble se maintenir jusqu'aux cinq premières années après l'école ou l'université.

Graphique 2 : Courbe de Kaplan-Meier : Probabilité de transition selon le sexe

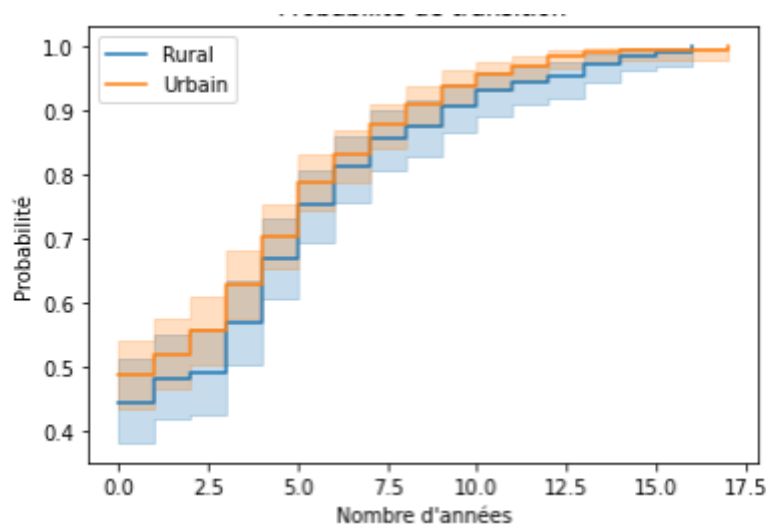


Source : Auteurs à partir des données de l'INSAE/ETVA, 2012

Cependant, le graphique montre clairement que cette différence apparente n'est pas stable au cours du temps. Le test de Log-rank (P value = 0.37) montre que l'écart observé n'est pas significatif sur la période d'observation.

Le graphique 3 décrit les probabilités de transition des jeunes selon le milieu de résidence de ces derniers. L'analyse du graphique révèle que la probabilité de transiter vers un emploi (stable ou non) augmente progressivement avec le temps. A cet effet, le milieu urbain semble être plus favorable pour les jeunes que le milieu rural.

Graphique 3 : Courbe de Kaplan-Meier : Probabilité de transition selon le milieu de résidence

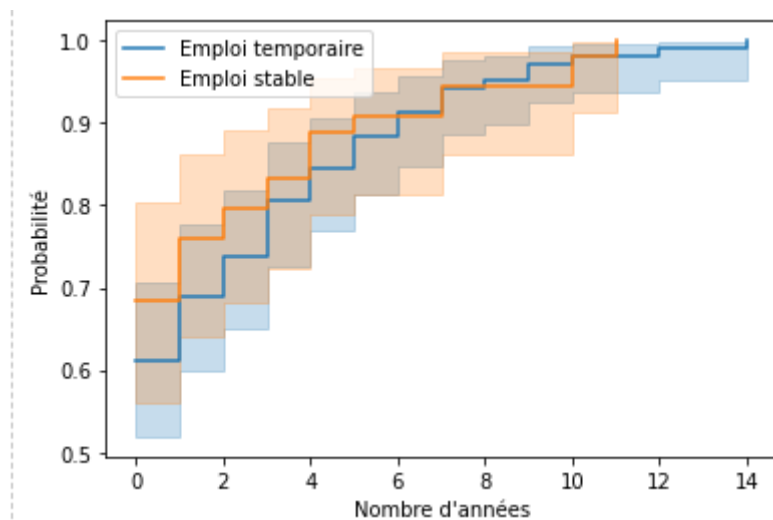


Source : Auteurs à partir des données de l'INSAE/ETVA, 2012

Cependant, la différence n'est pas significative ($p\text{-value} = 0.14$) dans le temps ; les durées de transition des jeunes ne varient donc pas significativement d'un milieu à un autre. En milieu rural, la probabilité de transiter au cours de la première année après les études est de 0,45. Elle est de 0,49 en milieu urbain.

Lorsqu'on s'intéresse aux types d'emplois auxquels les jeunes accèdent à la sortie de l'école, on constate que le parcours des jeunes ayant transité vers des emplois stables est plus rapide et plus facile que ceux ayant transité vers des emplois temporaires. Les effectifs des jeunes qui transitent à chaque instant de transition montrent en réalité que les chances de trouver un emploi stable sont bien faibles. Cependant, pour ceux qui y accèdent, la transition a lieu plus rapidement. Cela poserait la problématique de la stabilité dans l'emploi des jeunes en début de recherche d'emploi. Cependant, les durées de transition des jeunes qui accèdent à un emploi temporaire ne diffèrent pas significativement ($P\text{-value} = 0,58$) dans leur ensemble de celles des jeunes accédant à un emploi stable.

Graphique 4 : Courbe de Kaplan-Meier : Probabilité de transition selon le type d'emploi (temporaire ou stable)



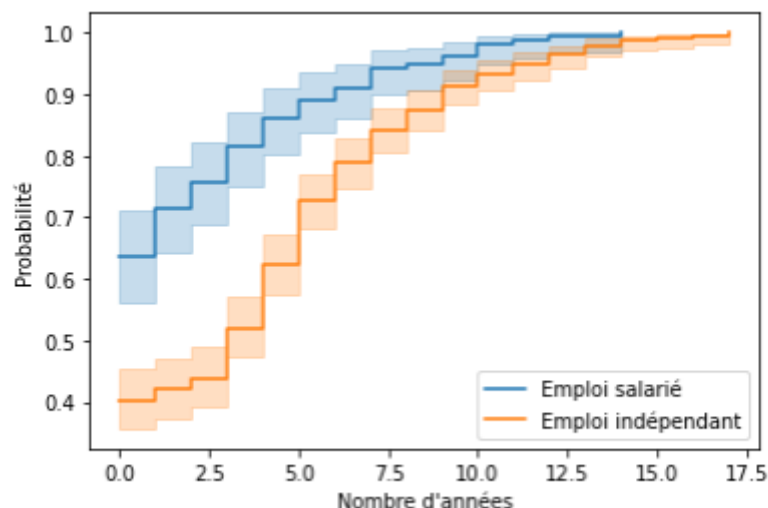
Source : Auteurs à partir des données de l'INSAE/ETVA, 2012

La probabilité que la transition ait lieu au cours de la première année est de 0,62 vers un emploi temporaire et de 0,69 si elle a eu lieu vers un emploi stable.

Le graphique 4 décrit les durées de transition des jeunes selon qu'elle a lieu vers un emploi salarié (temporaire ou stable) ou vers un emploi dit « indépendant ».

Si la situation des jeunes qui transitent vers un emploi (que ce soit un emploi temporaire ou stable) ne diffère pas significativement au cours du temps selon certaines variables, il faut noter qu'il y a cependant une différence significative ($p\text{-value} = 4.9\text{e-}09$) entre ceux qui transitent vers des emplois indépendants et ceux qui transitent vers des emplois salariés.

Graphique 5 : Courbe de Kaplan-Meier : Probabilité de transition selon le type d'emploi (salarié ou indépendant)



Source : Auteurs à partir des données de l'INSAE/ETVA, 2012

La probabilité que la transition ait lieu au cours de la première année après les études est de 0,64 vers un emploi salarié et de 0,40 pour un emploi indépendant.

Le graphique 5 montre que les transitions vers les emplois salariés sont plus rapides que les transitions vers des emplois indépendants. Cependant, les effectifs à chaque temps de transition cachent une certaine stratégie de débrouille chez les jeunes. Plusieurs de ceux qui s'insèrent en emploi salarié transitent ensuite vers l'auto-emploi probablement à cause de la mauvaise qualité et de la précarité des emplois salariés (sous-emplois). En effet, il y a plus de jeunes qui se retrouvent en auto-emploi parce qu'ils semblent confrontés à des difficultés d'insertion convenable (en termes de rémunération et de stabilité) en emploi salarié, premier réflexe de la majorité après la sortie de l'école. La courbe de risque relative aux transitions vers les emplois salariés reste certes tout au long de la période au-delà de celle relative aux transitions vers les emplois indépendants. Cependant, il y a plus de jeunes qui transitent par la suite vers des emplois indépendants. C'est ce qui explique d'ailleurs l'allongement des parcours des jeunes qui transitent vers les emplois indépendants en seconde option, après plusieurs tentatives de stabilisation en emplois salariés. Il semble donc que la propension des jeunes à rechercher

d'abord un emploi salarié est généralement beaucoup plus grande dans nos sociétés que les initiatives d'entrepreneuriat.

Ce résultat pose un problème majeur à propos du système éducatif, du soutien à l'entrepreneuriat et du développement des opportunités et niches d'emploi pour les jeunes en ce sens qu'on pourrait se demander si les jeunes perçoivent comme une stratégie de subsistance en attendant de trouver un emploi salarié convenable ou plutôt si les jeunes acceptent des emplois salariés pour se préparer à se lancer en entrepreneuriat ?

État des lieux d'une stabilité professionnelle compromise chez les jeunes : déterminants des transitions vers l'emploi stable à travers les résultats du modèle Cox

Les transferts vers les emplois stables sont très peu fréquents. En dehors du fait que ceux effectués d'un emploi temporaire à un emploi stable sont quasi inexistants (0,36 % des jeunes), les transitions de l'école directement vers les emplois stables touchent 9,83 % des jeunes ayant transité. S'il avait existé des données sur les tentatives de recherche d'emplois des jeunes, les emplois stables seront sans aucun doute le choix privilégié des jeunes. La difficulté d'accès à un emploi stable amène la grande majorité à se contenter des emplois temporaires ou non convenables (sous-emploi) ou à s'auto-employer.

Nous analysons ici les déterminants des transitions de l'école vers un emploi stable au cours de la période d'observation. Nos résultats montrent que le niveau d'étude est l'un des principaux facteurs qui influencent les chances de transition des jeunes (stable ou non). Les variables telles que le sexe, le milieu de résidence n'influencent pas les durées de transition des jeunes. Cependant, seules les durées des transitions de l'école vers un emploi temporaire ou indépendant sont influencées aussi par le fait de posséder un handicap.

En effet, la valeur p pour le plus haut niveau d'étude atteint est inférieure à 0,02 et le rapport de risque est de 1,48 indiquant une forte relation avec la probabilité de transition des jeunes en ce qui concerne la transition vers les emplois stables. Plus le niveau d'étude est élevé, plus grande est la probabilité de transiter. Les jeunes plus instruits transitent plus facilement que les autres. En effet, un diplôme supplémentaire (CEP, BEPC ou diplôme professionnel équivalent, BAC, Diplôme universitaire) augmente les chances de transition de 48 % pour les transitions vers un emploi stable. Ceci témoigne du fait que l'insertion professionnelle d'une personne active requiert un minimum de compétence (Dialla 2015), souvent assimilé par le diplôme acquis (logique d'employabilité dans le marché du travail).

Les résultats montrent également que le fait de posséder un handicap influence les chances de transitions des jeunes, peu importe l'emploi concerné. Cependant, il n'a aucune influence sur les transitions vers un emploi stable. L'absence de handicap augmente pour un facteur de 33 % les chances de transition des jeunes.

Tableau : Résultats du modèle Cox de transition vers les emplois temporaires, stables et indépendants

Rapport de risque (P-value) significativité	Ecole-Emploi (temporaire ou indépendant)	Ecole-Emploi stable
Sexe (Ref : Féminin)	0,96 (0,64)	1.31 (0.39)
Plus haut niveau d'étude	1,80 ($<0,005$) ***	1,48 (0,02) **
Milieu de résidence (Ref : Rural)	0,90 (0,28)	0,64 (0,23) *
Handicap (Ref : Non)	1,33 (0,02)	0,91 (0,83)

Source : Auteurs à partir des données de l'INSAE/ETVA, 2012

Nos résultats montrent que la forme de transitions la plus vécue par les jeunes est celle vers les emplois dits « indépendants ». Ces emplois constituent en réalité des stratégies de débrouille pour les jeunes qui ont des difficultés à s'insérer dans des emplois stables, ou parfois même temporaires. Ce résultat s'accorde avec celui de l'étude de la BAD et BIT (2013) pour lequel les jeunes apparaissent les plus confrontés aux difficultés d'employabilité sur le marché du travail. Pour la minorité qui transite vers des emplois stables, les durées de parcours sont plus courtes. Le niveau d'étude atteint par ces jeunes est un facteur qui favorise également leur transition.

Conclusion

Cet article propose une exploration des trajectoires professionnelles des jeunes au Bénin en s'intéressant spécifiquement aux formes d'entrée sur le marché du travail, aux durées de transition et à l'instabilité en emploi.

À partir donc d'une analyse de données rétrospectives retraçant le parcours professionnel de jeunes béninois de 18-29 ans, nous nous sommes intéressés à la modélisation des probabilités de transitions en y intégrant les durées de parcours dans une approche paramétrique à vocation

explicative/causale. Nous faisons recours à cet effet, au modèle de Cox en utilisant « lifelines », une librairie complète de python dédiée à l'analyse des données de survie.

Nos résultats suggèrent une insertion professionnelle complexe, marquée par des bifurcations et globalement une stabilité compromise chez les jeunes de 18-29 ans au Bénin. Ces résultats confirment bien les appréhensions des travaux de Alladatin (2014, 2016) relativement à une diversification, une complexification voire une mise en crise des parcours professionnels des jeunes au Bénin.

Il se pose alors un problème majeur à propos du système éducatif, du soutien à l'entrepreneuriat et du développement des opportunités et niches d'emploi pour les jeunes : est-ce que le système scolaire prépare véritablement les jeunes pour s'insérer par le biais de l'auto-emploi ? Est-ce que l'environnement économique est propice pour l'accompagnement des nouvelles entreprises et la diversification des niches d'emplois ? Ce sont là des questions qui interpellent les politiques publiques dans un contexte de croissance démographique et de crises.

Bibliographie

- Alladatin, J. (2014). *Parcours de vie et entrée en vie adulte : une analyse générationnelle dans la ville de Cotonou au Bénin*. Thèse de doctorat en sociologie (démographie sociale). Faculté des sciences sociales, Université Laval : Québec.
- Alladatin, J. (2016). Entre perpétuation et rupture des transitions entre générations : la dynamique des parcours d'entrée dans la vie adulte dans la ville de Cotonou au Bénin, *Revue Jeune et Société*, 1 (1), 25-39. <http://rjs.inrs.ca/index.php/rjs/article/view/59/29>
- BAD & BIT (2013). *Cartographie et diagnostic de l'emploi jeunes au Burkina Fasso*
- Berchtold. (s. d.). *Données longitudinales et modèles de survie : Le modèle de Cox*. Département des sciences économiques, Université de Genève.
- Bouaziz, O. (2015). *Analyse de survie : Le modèle de Cox*. Université Paris Nanterre. <https://rpubs.com/obouaziz/118831>
- Bureau international du travail. (2013). *Transition vers le marché du travail des jeunes femmes et hommes au Bénin*. Bureau international du travail.
- Dialla, B. E. (2015). La question de l'emploi des jeunes : Une analyse du cas du Burkina Fasso. *Institut des Sciences des Sociétés*, 130-145.
- Domingo, P., & Clément, D. (2017). *Se stabiliser en emploi : Les trajectoires professionnelles des jeunes franciliens* (Publication N° 6 ; Focale, p. 8). Observatoire Régional de l'Emploi et de la Formation d'île-de-france. https://www.defi-metiers.fr/sites/default/files/docs/publications/focale_6-8.pdf
- Dubar, C. (2001). La construction sociale de l'insertion professionnelle. *Education et sociétés*, 7(1), 23. <https://doi.org/10.3917/es.007.0023>
- Elder, S., & Koné, K. S. (2014). *Transition vers le marché du travail des jeunes femmes et hommes en Afrique Sub-Saharienne*. Bureau international du Travail.

<https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/--->

[ed_emp/documents/publication/wcms_236839.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_emp/documents/publication/wcms_236839.pdf)

- Faou, Y. L. (2019). *Contributions à la modélisation des données de durée en présence de censure : Application à l'étude des résiliations de contrats d'assurance santé*. 197.
- Fardel, V., & Gallic, E. (2013). *Le modèle de Cox*. Université de Rennes 1.
- Perriard, V. (2015). *Transition de l'école obligatoire vers la formation professionnelle : Les facteurs explicatifs des difficultés actuelles*. Unité de recherche pour le pilotage des systèmes pédagogiques.
- Pourtier, R. (2010). L'éducation, enjeu majeur de l'Afrique post-indépendances, Mixed-Results for Education in Post-Independence African Countries. *Afrique contemporaine*, 235, 101-114. <https://doi.org/10.3917/afco.235.0101>
- Robette, N. (2010). *Explorer et décrire les parcours de vie : Les typologies de trajectoires*. CEPED. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01016125/document>
- Saint Pierre, P. (2015). *Introduction à l'analyse des durées de survie*. Université Pierre et Marie Curie.