

UNIVERSITÉ ASSANE SECK DE ZIGUINCHOR



U.F.R DES SCIENCES ÉCONOMIQUES ET SOCIALES

DÉPARTEMENT ÉCONOMIE-GESTION

MÉMOIRE DE MASTER

FINANCE ET DÉVELOPPEMENT

Spécialité : FINANCE ET DÉVELOPPEMENT

TITRE :

---

# ANALYSE DES DÉTERMINANTS DE LA DURÉE DE CHÔMAGE AU SENEGAL VIA LE MODÈLE DE COX

---

Présenté par : Rokhaya TINE

Sous la direction de : Dr. Mor NDONGO

Sous la supervision de : Pr. Alassane DIEDHIOU

Soutenu publiquement le 2 Décembre 2023, devant le jury ci-dessous :

M. Abdou Aziz NIANG	Professeur Titulaire	<b>Président</b>
M. Alassane DIEDHIOU	Professeur Titulaire	<b>Superviseur</b>
M. Emmanuel Nicolas CABRAL	Maître de Conférences Titulaire	<b>Examineur</b>
M. Mor NDONGO	Maître de Conférences Titulaire	<b>Directeur</b>

ANNÉE UNIVERSITAIRE 2021-2022

---

# Dédicace

---

---

*Je dédie ce travail à :*

*A ma chère petite sœur feu Yacine Diouf, que la terre lui soit légère.*

*Mes très chers parents : Awa DIOUF et Moussa TINE*

*Ma sœur Ndiollé, Mes frères Bally, et Sérigne SÈNE*

*A toute ma famille*

*A tous mes amis A tous ceux que j'estime.*

---

---

# Remerciements

---

*Avant tout, je tiens à remercier Allah, le Tout puissant et miséricordieux, pour tous les bienfaits qu'il m'a comblés.*

*Je voudrais aussi adresser mes sincères et chaleureux remerciements à mon encadrant Monsieur Mor NDONGO pour tous ses conseils et orientations. Son expérience m'a été tout à fait profitable.*

*Je tiens à exprimer ma reconnaissance aux membres du jury de m'avoir fait l'honneur de participer à ma soutenance.*

*J'adresse un remerciement particulier à mon frère Bally DIOUF. Je vous remercie aussi de la confiance que vous avez envers moi, le soutien moral et financier ce qui m'a toujours donnée la force et le courage de me persévérer dans mes cursus.*

*Je ne manquerai de remercier une personne qui a toujours été à mes côtés de Bambey à Ziguinchor à me soutenir, conseiller et reconforter dans les moments difficiles un grand merci à toi Sidy SALL d'être toujours là pour moi.*

*Je dis un grand merci du fond du cœur à tous mes amis particulièrement à ma jumelle Fatou Sow, mon bras droit Bachir NDIAYE, mes frères de UADB (Babacar DIOP, Youssouf SOUANE, Pape Seydou SOURABI) et aussi ceux de l'UASZ (Cheikh Omar SONKO, Fatou THIAM, Hawa BALDE, Malamine DIEDIOU, Boubacar SENGHOR, Dame THIAM, Binta Diaite) pour leur soutien moral.*

*Je me permets également de remercier mes parents, ma tante Yacine Diouf, mes sœurs (Ndiollé TINE et Arrame DIOUF) et mes belles-sœurs pour leur soutien moral et leur encouragement tout au long de mes études. Je tiens enfin à remercier toutes les personnes non citées qui auraient contribué d'une manière ou d'une autre à la réalisation de ce travail.*

---

---

# Résumé

---

## Résumé

L'objectif de l'étude est d'analyser les facteurs socio-économiques qui influencent la durée du chômage au Sénégal. Afin d'analyser les déterminants de la durée du chômage, nous allons adopter une démarche d'analyse dans le cadre de la théorie de la recherche d'emploi, approche qui consiste à déterminer le profil des chômeurs et les caractéristiques individuelles qui influencent leurs durées de chômage. En ce sens, nous appliquons les modèles de durée en utilisant les différentes méthodes d'estimation usuelles de la statistique à savoir l'estimation non-paramétrique et l'estimation semi-paramétrique aux données de l'Enquête Nationale sur l'Emploi au Sénégal (ENES) au troisième trimestre 2019 réalisée par l'Agence nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD). Les résultats suggèrent que la formation professionnelle, le niveau de diplôme et l'âge sont des facteurs significatifs dans la détermination de la durée du chômage au Sénégal.

**Mots clés:** Chômage de longue durée, les déterminants, modèles de durée, Sénégal.

## Abstract

The aim of the study is to analyze the socio-economic factors influencing the duration of unemployment in Senegal. In order to analyze the determinants of unemployment duration, we will adopt an analytical approach within the framework of job search theory, an approach that consists in determining the profile of the unemployed and the individual characteristics that influence their unemployment durations. In this sense, we apply duration models using the various estimation methods customary in statistics namely non-parametric estimation and semi-parametric estimation to data from the Enquête Nationale sur l'Emploi au Sénégal (ENES) in the third quarter of 2019 carried out by the Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD). The results suggest that vocational training, degree level and age are significant factors in determining unemployment duration in Senegal.

**Keywords:** Long-term unemployment, determinants, duration models, Senegal.

## Abréviations & Notations

- $\lambda$  : La probabilité d'arrivée de ces offres est donc constante.
- $\omega$  : Salaire proposé.
- $\omega_i$  : Salaire quand la personne accepte le travail.
- $\omega^u$  : Le revenu de la personne quand elle ne peut pas revenir sur sa décision.
- $E \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t Y_t$ : Espérance d'utilité du revenu salarial.
- $\beta \in [0, 1]$ : le facteur d'escompte qui détermine de combien l'individu apprécie les revenus futurs. Et peut encore s'écrire comme:  $1/(1+r)$
- $r$  : taux d'intérêt réel;
- $Y_t$  : le revenu que l'individu reçoit dans la période de temps  $t$ .
- $\rho$  : la probabilité de recevoir une offre d'emploi.
- $\pi$  : la probabilité d'accepter une offre d'emploi.
- $\lambda$ : La probabilité instantanée de sortir du chômage.
- $T$  : représente la durée de chômage.
- $h(t/xi) = \exp^{xi'\beta}$ : fonction de risque proportionnel.
- $h_0$  : fonction de hasard de base.
- $x_i = [x_1; x_2; \dots; x_p]$  : Les variables explicatives ou les covariants.
- $\beta = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p]$ : le coefficient de régression de la variable.

ANSND	Agence nationale de la Statistique et de la Démographie.
ANPEJ	Agence nationale pour la promotion de l'emploi des jeunes.
ADEPME	Agence de développement et d'encadrement des petites et moyennes entreprises.
ANIDA	Agence Nationale d'Insertion et de Développement Agricole.
BIT	Bureau international du Travail
ENES	Enquête Nationale sur l'Emploi au Sénégal.
INSEE	Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques
PSE-J	Programme Sénégalais pour l'Entrepreneuriat des Jeunes .
PRODAC	Programme des Domaines Agricoles Communautaires.
SES	Situation Economique et Sociale.
DFP	Diplômé de la formation professionnelle
DES	Diplômé de l'enseignement supérieur
LP	la fonction de vraisemblance.
MVP	Maximum de Vraisemblance Partielle.
HP	Hazard proportionnel
i.i.d	indépendantes et identiquement distribuées.

### Remarque sur la bibliographie

Nous signalons que les numéros qui apparaissent après une référence dans la bibliographie désignent les numéros de pages où cette référence a été citée.

---

# Table des matières

Dédicace	i
Remerciements	ii
Résumé	iii
Abstract	iii
Abréviations & Notations	1
<b>INTRODUCTION GENERALE</b>	<b>1</b>
<b>1 Concept et revue de la littérature</b>	<b>3</b>
1.1 Cadre conceptuel . . . . .	3
1.1.1 Contexte de la zone d'étude . . . . .	3
1.1.2 Situation économique du Sénégal . . . . .	4
1.2 Revue de la littérature . . . . .	8
1.2.1 Revue théorique . . . . .	8
1.2.2 Revue empirique . . . . .	9
1.2.3 Théorie de la recherche d'emploi . . . . .	12
<b>2 Généralités sur les modèles de survie</b>	<b>15</b>
2.1 Fonction de survie . . . . .	15
2.1.1 Fonction de hasard(ou fonction de risque) . . . . .	15
2.1.2 La censure . . . . .	16
2.2 Estimation non paramétrique . . . . .	16
2.2.1 Estimation Kaplan-Meier . . . . .	16
2.2.2 Estimation de Nelson-Aalen . . . . .	17
2.3 Modèle semi-paramétriques . . . . .	18
2.3.1 Présentation du modèle de Cox . . . . .	18
2.3.2 Interprétation des coefficients de régression . . . . .	19
2.3.3 La vraisemblance partielle de Cox . . . . .	19
2.3.4 Tests . . . . .	20
2.3.5 Validation de l'hypothèse de Hasard Proportionnel . . . . .	21
<b>3 Analyse de la durée de chômage</b>	<b>24</b>
3.1 Description des variables . . . . .	24
3.1.1 Présentation de la base . . . . .	24
3.1.2 Présentation des variables exogènes . . . . .	25
3.2 Estimation non paramétrique . . . . .	26

3.2.1	Résultats des estimations Kaplan-Meier . . . . .	26
3.2.2	Estimation du fonction de risque (Hasard) . . . . .	28
3.3	Estimation du modèle semi-paramétrique de Cox (1972) . . . . .	29
3.3.1	Regression semi-paramétrique . . . . .	30
3.3.2	Validation du modèle de Cox . . . . .	31
<b>Conclusion générale</b>		<b>34</b>
<b>Bibliographie</b>		<b>36</b>
<b>Annexe</b>		<b>40</b>

---

# Table des figures

1.1	Carte Sénégal . . . . .	4
1.2	Evolution de la population du Sénégal . . . . .	4
1.3	Croissance économique du Sénégal . . . . .	5
1.4	Evolution du chômage au Sénégal . . . . .	7
3.1	Courbe Kaplan-Meier . . . . .	26
3.2	Courbe de survie Sexe . . . . .	27
3.3	Courbe Situation matrimoniale . . . . .	28
3.4	Courbe de Nelson-Aalen . . . . .	29
3.5	Fonction de validation . . . . .	32



---

# INTRODUCTION GENERALE

---

Les réflexions sur l'emploi ont pendant longtemps animé les écrits et les diverses contributions en vue d'améliorer les conditions de vie des populations. L'emploi demeure en réalité l'une des questions les plus pressantes de la vie en société et recoupe aussi bien une dimension individuelle que globale. La dimension « individuelle » s'explique par le fait que tout individu, en un moment ou à un autre de sa vie, aspire à un emploi décent; celle « globale » se justifie par le fait que les questions de l'emploi et du chômage font parties des priorités majeures pour les gouvernements et représentent surtout un facteur de cohésion sociale. Aux yeux des Sénégalais, le manque d'emplois des jeunes est la principale cause de la hausse de l'insécurité et de la délinquance dans le pays (Diallo et Diallo, 2021). Plusieurs études ont montré que le chômage a un effet négatif et significatif sur l'inflation, la croissance économique ainsi que les investissements directs étrangers (Zerbo, 2017; Omitogun et Longe, 2017; Dib, El Amin, et Aicha, 2020). Par ailleurs, une situation de chômage endémique peut conduire à la délinquance et l'insécurité et par ricochet à la pauvreté (Bondo, Chunda, Kabozya, et Katalay, 2020; Adenike, 2021). Le marché du travail du Sénégal est caractérisé par une relative faiblesse du taux d'occupation. Il est largement admis que plus d'éducation conduit à de meilleures chances de trouver un emploi, mais malgré l'accroissement continu du nombre de diplômés, la structure de l'économie ne permet pas encore d'employer toute cette main-d'œuvre. A la fin des années 70, le Sénégal avait mis en œuvre des politiques de stabilisation, de redressement économique et financier; suivi des premiers programmes d'ajustement structurel en 1984. Ces politiques ont certes mérités d'améliorer le cadre macro-économique; mais les performances économiques sont restées faibles. En effet, d'après les projections de l'ANSD sur la période du quatrième trimestre 2021, la population en âge de travailler était de 39,3%. Le chômage est un problème social majeur qui affecte les individus et les économies sénégalais et le taux de chômage reste élevé malgré les efforts du gouvernement pour le réduire. D'après la situation économique et sociale (SES 2022) de l'ANSD, le taux de chômage au Sénégal est estimé à 22,9% en 2022 alors qu'il était de 10,2% en 2011; au sens élargi, il est plus élevé en milieu rural où il est estimé à 24,9% contre 21,2% en zone urbaine. Selon le sexe, le chômage touche plus les femmes (38,3%) que les hommes (11,3%), (ANSD 2022). Pourtant, les structures dédiées à résoudre le problème de l'emploi des jeunes ne manquent pas. Dans son plan de développement national, le gouvernement du Sénégal s'est engagé à créer chaque année 100.000 à 150.000 emplois décents, productifs et rémunérateurs à travers la promotion des investissements publics à haute intensité de main-d'œuvre et l'amélioration du suivi du marché du travail (République du Sénégal, 2014), avec la mise en place de nombreux programmes et agences pour l'accompagnement des jeunes: l'agence nationale pour la promotion de l'emploi des jeunes (ANPEJ), l'agence de développement et d'encadrement des petites et moyennes entreprises (ADEPME), le programme des domaines

---

agricoles communautaires (PRODAC), le programme sénégalais pour l'entrepreneuriat des jeunes (PSE-J) et l'agence nationale d'insertion et de développement agricole (ANIDA). Mais malgré ces efforts le Sénégal ne pourra aspirer à l'émergence ni lutter contre le chômage sans des politiques de l'emploi idoines et bien ciblées.

Dans ce contexte, la réussite de politiques de lutte contre le chômage passe nécessairement par une étude qui saisit la complexité du phénomène en analysant au travers d'une modélisation non plus le chômage comme la manifestation d'un déséquilibre entre l'offre et la demande de travail, mais plutôt les déterminants de la durée du chômage. De ce fait, cette étude soulève la question de savoir: **quelles sont les déterminants de la durée du chômage au Sénégal ?**

La plupart des études laissent apparaître que certaines caractéristiques individuelles des chômeurs constituent des handicaps au retour à l'emploi (Le Rhun, Pollet, 2011 et Flamand, 2016). Dans cette perspective, notre étude se propose comme objectif d'analyser les déterminants de la durée du chômage au Sénégal en analysant les facteurs retardant ou accélérant la sortie du chômage. Afin d'analyser les déterminants de la durée du chômage, nous allons adopter une démarche d'analyse dans le cadre de la théorie de la recherche d'emploi (McCall; Mortensen (1970)), approche qui consiste à déterminer le profil des chômeurs et les caractéristiques individuelles qui influencent leurs durées de chômage.

Les analyses sont ancrées dans les modèles de durée et elles utilisent les différentes méthodes d'estimation usuelles de la statistique à savoir l'estimation non-paramétrique en cas d'absence d'information a priori sur la loi caractérisant les données statistique, généralement les estimateurs les plus utilisées sont celui de Kaplan-Meier et l'estimation semi-paramétrique dans laquelle on cherche à estimer la fonction de survie ou celle du hasard de la variable de durée sans faire aucune hypothèse a priori sur la forme de la distribution en introduisant des variables exogènes, généralement le modèle le plus utilisé est celui de Cox (le modèle à hasard proportionnel ou le modèle à hasard proportionnel stratifié.). Ces études ont été initialement utilisées dans le domaine biomédical, plus particulièrement dans l'étude de la mortalité (Kalbfleisch et Prentice 1980). elles ont été introduites en économie (Lancaster, 1979 et Nickell, 1979) pour modéliser des processus de recherche d'emploi dans une vision dynamique.

Au Sénégal, l'application de ces modèles peut révéler les caractéristiques individuelles de l'allongement des durées de chômage ainsi que d'évaluer les dispositifs mis en place par l'Etat sénégalais pour lutter contre ce fléau.

Ce mémoire est composé d'une introduction générale, trois(3) chapitres, le chapitre 1 fait l'état des différents travaux effectués en ce sens. La seconde présente l'approche méthodologique utilisée. Les résultats économétriques et analyses qui en découlent sont exposés dans le chapitre 3, suivis d'une conclusion générale.

# Concept et revue de la littérature

---

## Résumé

---

*La théorie de la recherche permet d'appréhender de manière satisfaisante le fonctionnement des marchés. Dans ce chapitre, nous présentons la théorie économique la théorie de la recherche. En premier lieu nous allons faire la revue de la littérature et pour mieux déterminer la durée de chômage, nous jugerons nécessaire d'appliquer le modèle de la chercher d'emploi. Ce type de modèle a été introduit par Stigler en 1962, et reformulé par Mc Call en 1970. Il repose sur la prise en compte d'une information imparfaite du demandeur d'emploi sur un marché décentralisé.*

---

## 1.1 Cadre conceptuel

### 1.1.1 Contexte de la zone d'étude

#### 1.1.1.1 Situation géographique du Sénégal

Le Sénégal est un pays de l'Afrique de l'Ouest. Il est bordé par l'Océan Atlantique à l'Ouest, la Mauritanie au Nord et à l'Est le Mali, la Guinée et la Guinée Bissau au Sud. La Gambie forme une quasi-enclave dans le Sénégal, pénétrant à plus de 300 km à l'intérieur des terres. Les îles du Cap-Vert sont situées à 560 km de la côte sénégalaise. Le Sénégal couvre une superficie de 196 722 km<sup>2</sup>. Le pays est couvert de plaines onduyantes ne dépassant guère quelques dizaines de mètres au-dessus du niveau de la mer. Il est composé de 14 régions administratives et de 46 départements. Le climat est désertique au Nord du pays et de type tropical au Sud, avec deux saisons: la saison sèche et la saison des pluies. Cette dernière couvre, globalement, la période de mai à octobre, avec une durée variable selon les régions du pays (les régions du Sud sont plus pluvieuses).

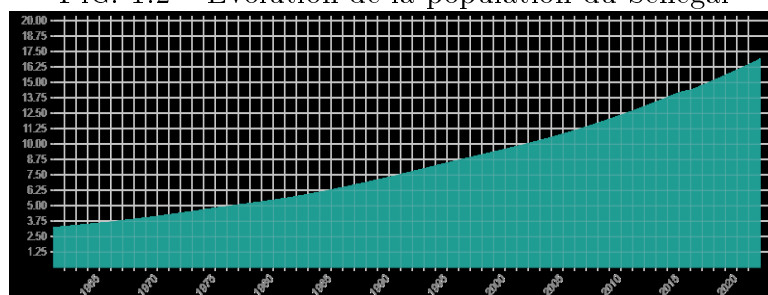


Source: rapport ANSD, 2022

### 1.1.1.2 Evolution constante de la population du Sénégal

La population résidente au Sénégal, recensée en 2023 est de 18 032 473 habitants, dont 8 900 614 femmes (49,4%) et 9 131 859 hommes (50,6%). Elle s'établissait à 13 508 715 habitants en 2013, soit un taux d'accroissement moyen annuel intercensitaire de 2,9% qui est resté constant entre les deux périodes. Avec une population de 4 958 085 en 1976 et 6 881 919 en 1988, les taux d'accroissement intercensitaires étaient respectivement de 2,7 % et 2,5 % pour 1976-1988 et 1988-2002.

FIG. 1.2 – Evolution de la population du Sénégal



Source: Données Mondiales, 2021

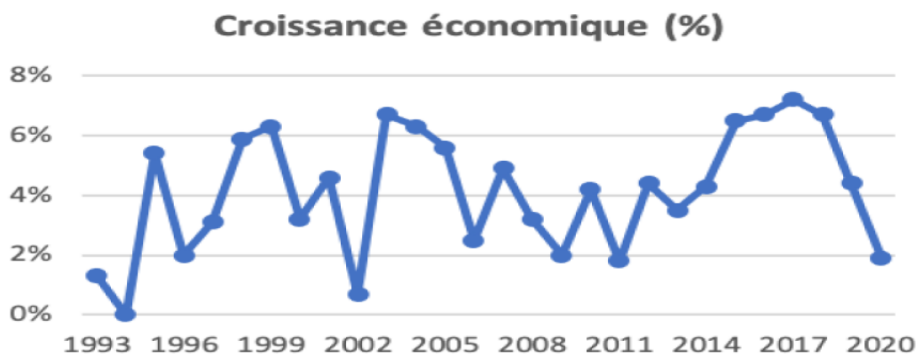
### 1.1.2 Situation économique du Sénégal

La crise de la Covid-19 a mis un coup d'arrêt à une croissance forte, autour de 6% pendant 5 ans, résultat de la mise en œuvre du plan sénégal émergent(PSE) depuis 2014 et de la vague d'investissements publics qu'il a permis. L'impact a toutefois été plus limité qu'anticipé

avec une croissance à 1,5% en 2020, grâce au rebond de l'activité économique au deuxième semestre et à la bonne performance du secteur agricole.

En 2021, l'économie sénégalaise a retrouvé sa trajectoire de croissance, qui a été révisée à la hausse à 6,1% par le FMI (prévue initialement à 3,7% puis 5%). En raison de la guerre en Ukraine et de son impact sur l'économie mondiale, l'année 2022 était toutefois compliquée. Alors qu'elle était prévue à plus de 5%, la croissance aura finalement été de 4% seulement. Les estimations affichent un ralentissement de la croissance du PIB réel à 4,2% en 2022, par rapport aux 5,5% prévus avant les chocs. La hausse des prix alimentaires et de l'énergie, les perturbations des échanges commerciaux et une plus grande incertitude ont fait baisser l'investissement privé. Les mêmes canaux de transmission ont contribué à une poussée inflationniste depuis début 2022, qui a atteint son niveau le plus haut depuis des décennies avec 14,1% en glissement annuel enregistrés en novembre 2022, suivie d'un ralentissement à 9,4% en février 2023. Au quatrième trimestre de l'année 2022, 60,2% des personnes en âge de travailler ont participé au marché du travail. Le niveau d'activité est plus élevé en milieu rural où il est ressorti à 60,8% contre 59,7% en milieu urbain. Selon le sexe, il est plus élevé chez les hommes que chez les femmes avec des taux respectifs de 69,9% et de 50,9%. En glissement annuel, le niveau de participation s'est accru de 4,4 points de pourcentage par rapport à la même période en 2021. Le taux d'emploi qui mesure la part des personnes en emploi parmi celles en âge de travailler est ressortie à 43,4%. Il s'est bonifié de 4,1 points de pourcentage par rapport au même trimestre en 2021 où il a été estimé à 39,3%. Il est plus élevé en milieu urbain qu'en milieu rural, avec des taux respectifs de 47,3% et de 38,9% respectivement. En outre, le taux d'emploi est plus élevé chez les hommes (57,8% contre 29,4% chez les femmes). Le taux de chômage (élargi) est passé de 24,1% au quatrième trimestre de 2021 à 21,9% sur la même période en 2022, soit une baisse de 2,2 points de pourcentage. Au sens strict du BIT, il est ressorti à 3,9% au dernier trimestre de 2022 (ANSD, N°T4 2022).

FIG. 1.3 – Croissance économique du Sénégal



Source: *Les nations unies au Sénégal*

### 1.1.2.1 Marché du travail

Un marché est un lieu, fictif ou réel, où se rencontrent l'offre et la demande d'un bien ou d'un service, échangé à un certain prix. Les marchés sont extrêmement divers; parmi eux, le marché du travail revêt une importance particulière pour l'économie d'un pays. On y recense des offreurs de travail, c'est-à-dire des individus qui se proposent d'exercer une activité productive rémunérée et déclarée, et des demandeurs de travail (employeurs, entreprises, administrations publiques, associations) qui font appel aux travailleurs pour réaliser une production, marchande ou non marchande. Le service échangé sur ce marché est donc ici le travail lui-même, dont le «prix» correspond à la rémunération.

– Population active

La population active comprend l'ensemble des personnes ayant un emploi et les chômeurs, c'est-à-dire les personnes sans emploi, cherchant activement un emploi et étant disponibles pour travailler. La population active dépend du solde naturel (différence entre le nombre de naissances et de décès) et du solde migratoire (différence entre immigrants et émigrants), ainsi que de facteurs sociaux qui peuvent être considérés comme: l'entrée des femmes sur le marché du travail a accru la taille de la population active, et l'allongement des études l'a diminuée, car les personnes qui étudient ne sont pas disponibles pour travailler et sont donc des inactifs.

– Population inactive

Définit toutes les personnes qui ne travaillent pas et ne recherchent pas activement un emploi, ou n'étant pas disponibles rapidement pour en occuper un: les jeunes scolarisés, les femmes au foyer, les retraités, etc.

### Concepts de base du phénomène du chômage :

Le chômage désigne l'état des personnes sans emploi, disponibles pour travailler et recherchant activement un emploi. Les frontières entre emploi, chômage et inactivité ne sont pas toujours faciles à établir, ce qui amène souvent à parler d'un « halo » autour du chômage. Il y a deux sources statistiques principales pour la mesure du chômage: les statistiques mensuelles du ministère du travail, élaborées à partir des fichiers de demandeurs d'emploi enregistrés par pôle emploi et l'enquête emploi de l'INSEE, qui mesure le chômage au sens du BIT. L'analyse socio-économique distingue souvent entre différents types de chômeurs, selon le facteur que l'on considère comme déterminant pour expliquer qu'un individu ne trouve pas d'emploi.

1. Les types de chômage :

- **Le chômage structurel:** est lié aux déséquilibres des structures socio-économiques comme les déséquilibres démographiques, le déclin d'activités traditionnelles, le changement dans la structure des emplois et l'inadéquation entre la formation et les attentes des employeurs, etc.
- **Le chômage conjoncturel:** résulte d'un ralentissement de l'activité économique.

- **Le chômage technologique:** est dû à la mise en place de nouveaux procédés de production qui économisent de la main-d'œuvre.
- **Le chômage technique:** est une inactivité forcée dans l'entreprise en raison de circonstances particulières et indépendantes de l'entreprise.
- **Le chômage partiel:** est une inactivité forcée et décidée par l'entreprise pour réduire la production lorsque la conjoncture est défavorable. Il consiste par exemple à exiger des salariés qu'ils diminuent leur temps de travail hebdomadaire.

## 2. Taux de chômage

Le taux de chômage permet d'apprécier la part de la population active qui quoique disponible pour travailler, ne dispose pas d'un emploi. Le taux de chômage est la proportion en pourcentage de la population active qui est au chômage. Apprécier l'efficacité des politiques économiques, des politiques d'emploi, des politiques actives du marché du travail et des politiques de formation professionnelle. Il est mesuré par le rapport l'effectif des chômeurs à celui de la population active et multiplier par 100.

$$\text{Taux de chômage (au sens du BIT)} = \left( \frac{EC}{PA} \right) * 100$$

**EC** est représenté l'effectif des chômeurs et **PA** la population active

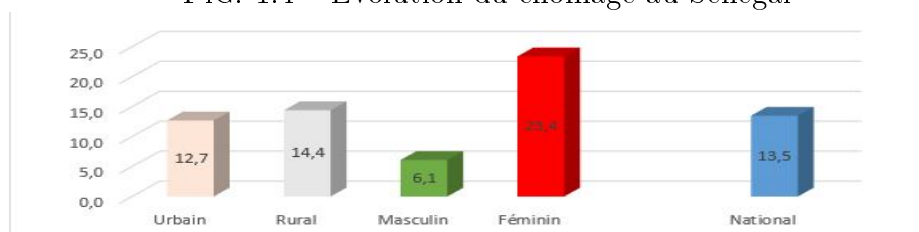
## 3. Le "halo" autour du chômage

Dès les années 1980, la notion du " halo " du chômage est apparue pour désigner les situations des personnes qui n'étaient pas comptabilisées comme chômeur au sens du BIT alors que, de fait, leur situation s'apparentait à celle du chômage. Le halo autour du chômage est composé de personnes sans emploi qui, soit recherchent un emploi mais ne sont pas disponibles dans les deux semaines pour travailler, soit n'ont pas effectué de démarche active de recherche d'emploi dans le mois précédent mais souhaitent travailler, qu'elles soient disponibles ou non.

## 4. Evolution du chômage au Sénégal

Le taux de chômage des personnes âgées de 15 ans ou plus est estimé à 13,5%, au troisième trimestre 2019. Il est plus élevé en milieu rural où 14,4% de la population active est au chômage contre 12,7% en zone urbaine. Selon le sexe, le chômage touche davantage les femmes (23,4%) que les hommes (6,1%).

FIG. 1.4 – Evolution du chômage au Sénégal



Source: ENES 2019 3e trimestre, ANSD

### 5. La durée du chômage

La durée du chômage, peut se définir comme la période durant laquelle une personne au chômage reste sans travail, alors qu'elle est disponible pour travailler, et qu'elle cherche un emploi. La durée du chômage est importante, surtout dans les pays où les systèmes de sécurité sociale bien développés fournissent des sources alternatives de revenus. A cet égard, l'augmentation de la proportion de chômeurs de longue durée reflète probablement des problèmes structurels sur le marché du travail. Durant la crise économique par exemple, de nombreuses économies ont connu une augmentation prononcée du taux de chômage souvent en raison de l'allongement de la durée du chômage.

## 1.2 Revue de la littérature

### 1.2.1 Revue théorique

L'étude de la durée et de la fréquence du chômage est aujourd'hui au centre de l'analyse du fonctionnement du marché du travail. C'est en effet un thème transversal que l'on peut trouver dans les théories de nature différente. Au premier rang figurent les approches de la recherche d'emploi (Stigler, 1962; Burdett, Kiefer, Mortensen et Neuman, 1984; Deer, 1987), les modèles d'appariement, de salaire d'efficience ou encore les approches par la segmentation du marché du travail (Doeringer et Piore, 1971; Cain, 1976). La pertinence de ce sujet mobilise plusieurs chercheurs à mener l'analyse à un niveau micro-économique (Flamand 2016, Le Rhun et Pollet 2011, Nauze-Fichet et Tomasini 2002).

De nombreux travaux ont tenté d'apprécier les facteurs explicatifs du phénomène, par exemple, en étudiant les effets des caractéristiques individuelles, de la conjoncture économique, des règles de l'indemnisation du chômage (Cockx, 2018) ou encore des flux de main-d'œuvre sur le marché du travail (Fortin et al., 1999) qui sont le fait empirique clé qui requiert une révision du paradigme walrassien (Diamond, 1987). Cette révision théorique présuppose une description rigoureuse du phénomène (Lancaster, 1979) postulant le plus souvent une spécification particulière. Ce type d'étude a été graduellement remplacé par une approche structurelle modélisant explicitement les comportements individuels et basé sur des modèles de type " Recherche d'emploi " (Atkinson et al, 1984; Heckman et Singer, 1984; Kiefer, 1988; Lancaster, 1990). La plupart de ces études portait sur les états unis au vu de la disponibilité des données.

Les travaux sur ce thème ont commencé un peu plus tard en France. Un premier groupe de travaux (Fougère, 1989; Moreau et Visser, 1989) a centré l'analyse sur la durée du chômage des jeunes en prenant pour cadre de référence le modèle de recherche d'emploi.

Un second groupe de travaux (Thélot, 1988) a ensuite étudié, sans référence directe à la théorie micro-économique, les anciennetés en chômage. Par la suite, plusieurs études enrichissant la compréhension de la durée du chômage se sont développées avec des conclusions diverses. Fougère (2000) met en évidence les caractéristiques individuelles d'ordre démographique et socio-économique sur lesquelles les employeurs fondent leurs stratégies de sélection



d'embauche. D'autres travaux ont également amélioré la compréhension du phénomène avec la prise en compte de la catégorie socioprofessionnelle de l'individu (Bonnal et Fougère, 1990) ou encore la différence des facteurs individuels et de l'expérience professionnelle selon le type d'emploi retrouvé (Joutard et Werquin, 1992).

Quelques études sur le chômage de longue durée ont été observées en Afrique. La première étude (Lachaud, 1996) montre le caractère décisif du mode d'accès au marché du travail, et l'influence de ce facteur au-delà de ce qui pourrait être appelé l'exclusion logique hérente à la déstabilisation des économies africaines. Les travaux de Guessan (2015) en Côte d'Ivoire soulignent l'effet du taux de chômage et la densité de la commune de résidence du chômeur sur l'intensité de la recherche d'emploi et le choix des méthodes de recherche d'emploi. Chort et al. (2014) concluent pour le Sénégal, que l'apprentissage est un facteur décisif d'entrée sur le marché du travail, à partir des modèles de durée à risques concurrents. Si au Sénégal, le taux élevé du chômage peut être imputable d'une part, à l'étroitesse des opportunités d'emploi hors le secteur moderne, et d'autre part, au fait qu'une forte proportion des personnes désirant travailler ne recherche pas d'emploi pour des raisons jugées indépendantes de leur volonté, la durée du chômage pourrait s'expliquer par d'autres paramètres liés aux déterminants du niveau de chômage dans le pays (Rapport ENSE 2021).

### 1.2.2 Revue empirique

Dans cette revue de la littérature, nous allons examiner les principaux déterminants de la durée du chômage au Sénégal, tels que révélés par différentes études utilisant le modèle de Cox. Nous allons également discuter des implications de ces résultats pour la formulation des politiques de l'emploi et pour la compréhension des dynamiques du marché du travail dans le pays.

Plusieurs études sur le chômage en Afrique ont montré que les déterminants individuels de la durée de chômage incluent le niveau d'éducation, l'expérience professionnelle, le sexe, l'âge, la localisation géographique, l'état matrimonial et la présence de personnes à charge. Par exemple, les travailleurs ayant un niveau d'éducation plus élevé ont tendance à trouver un emploi plus rapidement que ceux ayant un niveau d'éducation inférieur. De même, les travailleurs ayant une expérience professionnelle plus importante ont tendance à trouver un emploi plus rapidement.

Le sexe peut également être un déterminant important de la durée de chômage, avec les femmes ayant tendance à être plus touchées par le chômage de longue durée que les hommes. Les jeunes travailleurs ont également tendance à être plus touchés par le chômage de longue durée que les travailleurs plus âgés, tandis que les travailleurs vivant dans les zones rurales ont tendance à avoir plus de difficultés à trouver un emploi que ceux vivant dans les zones urbaines. D'autres facteurs individuels, tels que les compétences professionnelles, les réseaux sociaux et la motivation, ont également été identifiés comme des déterminants importants de la durée de chômage. Par exemple, les travailleurs ayant des compétences professionnelles spécifiques ou des réseaux sociaux bien développés peuvent être plus en mesure de trouver un emploi rapidement, tandis que ceux qui manquent de motivation peuvent avoir plus de

difficultés à trouver un emploi. Il est important de noter que les déterminants individuels de la durée de chômage peuvent être influencés par des facteurs macroéconomiques tels que le niveau de croissance économique, les politiques publiques et les chocs économiques. Par conséquent, il est important de prendre en compte ces facteurs lors de l'analyse de la durée de chômage dans un contexte donné.

### 1.2.2.1 Durée de chômage et le modèle de Cox

Le modèle de Cox est une méthode statistique largement utilisée pour étudier les déterminants individuels de la durée du chômage. Plusieurs études ont utilisé cette méthode pour explorer les facteurs qui influencent la durée du chômage. Une étude menée par Van Ours et Stoeldraijer(2011) a examiné les facteurs qui influencent la durée du chômage aux Pays-Bas. Les résultats ont montré que les personnes plus âgées, les hommes, les personnes ayant des antécédents de chômage, les personnes avec un faible niveau d'éducation et celles ayant des compétences spécifiques avaient tendance à rester au chômage plus longtemps. Une autre étude menée par Cahuc et Zylberberg(2004) en France a analysé les déterminants de la durée du chômage à partir de données longitudinales. Les résultats ont montré que les personnes les moins éduquées et les plus jeunes avaient des durées de chômage plus longues, tandis que les personnes ayant des compétences spécifiques et celles qui avaient des expériences antérieures de travail avaient des durées de chômage plus courtes. Une étude menée par Addison et Portugal(2002) a examiné les facteurs qui influencent la durée du chômage en Allemagne. Les résultats ont montré que les personnes ayant des compétences spécifiques, celles qui avaient des expériences antérieures de travail et celles qui étaient plus âgées avaient des durées de chômage plus courtes, tandis que les personnes ayant des antécédents de chômage et les femmes avaient des durées de chômage plus longues.

Ces études utilisant le modèle de Cox pour analyser les déterminants individuels de la durée du chômage ont montré que l'âge, le sexe, l'éducation, les antécédents de chômage et les compétences spécifiques sont des facteurs importants qui influencent la durée du chômage.

Pour les études faites au Sénégal, D. Diop et B.Sarr (2018) ont mené l'étude sur les déterminants de la durée de chômage des jeunes diplômés au Sénégal en utilisant le modèle de Cox. Les résultats ont montrés que le niveau d'éducation et la formation professionnelle sont des déterminants importants de la durée de chômage. Alassane Diaw et Amadou Diaw (2019) ont mené une étude sur les déterminants de la durée de chômage chez les femmes au Sénégal. Les résultats ont montrés que le niveau d'éducation et la localisation géographique sont des déterminants importants de la durée de chômage chez les femmes. Une étude menée par Cheikh Tidiane Ndour et Abdoulaye Diagne(2016) sur les déterminants de la durée de chômage des jeunes au Sénégal, les résultats ont montrés que le niveau d'éducation, l'expérience professionnelle et la localisation géographique sont des déterminants importants de la durée de chômage chez les jeunes.

Ces études ont montré que certains déterminants individuels, tels que le niveau d'éducation, la formation professionnelle, l'expérience professionnelle et la localisation géographique, ont un impact significatif sur la durée de chômage au Sénégal. Ces résultats peuvent être utili-

sés pour élaborer des politiques publiques et des programmes visant à réduire la durée de chômage et à améliorer l'emploi au Sénégal.

### 1.2.2.2 Approche de la théorie de la recherche d'emploi et durée de chômage

La théorie de la recherche d'emploi est un cadre théorique largement utilisé pour étudier les déterminants de la durée du chômage. Selon cette théorie, la durée du chômage dépend de facteurs tels que les caractéristiques individuelles du chercheur d'emploi, les caractéristiques du marché du travail et les politiques gouvernementales.

Une étude menée par Topa et al.(2011) a examiné l'effet des compétences et de l'expérience professionnelle sur la durée du chômage en Espagne. Les résultats ont montré que les travailleurs ayant des compétences spécifiques et une expérience professionnelle plus élevée avaient tendance à trouver un emploi plus rapidement Farber(1999) a examiné l'effet des allocations de chômage sur la durée du chômage aux États-Unis. Les résultats ont montré que les allocations chômage réduisent la durée du chômage en fournissant une aide financière aux chercheurs d'emploi. L'étude de Petrongolo et Pissarides sur l'effet des politiques d'activation sur la durée du chômage au Royaume-Uni, montre que les programmes de formation et de placement peuvent aider les chercheurs d'emploi à trouver un emploi plus rapidement. Les résultats ont montré que les femmes, les personnes ayant des niveaux de qualification plus faibles et les minorités ethniques ont tendance à rester au chômage plus longtemps. Et pour Cappellari et Jenkins (2008) Kahn (2010) sur l'effet du taux de chômage sur la durée du chômage en utilisant des données sur les travailleurs britanniques, les résultats ont montré que le taux de chômage général a un impact significatif sur la durée du chômage, avec des durées plus longues de chômage lorsque le taux de chômage est élevé. En ce qui concerne les caractéristiques du marché du travail, plusieurs études ont montré que le taux de chômage général, la disponibilité des emplois et la croissance économique ont un impact significatif sur la durée du chômage. Par exemple, lorsque le taux de chômage est élevé, les chercheurs d'emploi ont tendance à rester au chômage plus longtemps. De même, lorsque le marché du travail est faible, les chercheurs d'emploi ont plus de difficultés à trouver un emploi, ce qui prolonge leur durée de chômage.les politiques gouvernementales ont également un impact sur la durée du chômage.D'autre études ont montré que les politiques de protection sociale, telles que les allocations chômage, peuvent réduire la durée du chômage en fournissant une aide financière aux chercheurs d'emploi. D'autres études ont montré que les politiques d'activation, telles que les programmes de formation et de placement, peuvent également aider les chercheurs d'emploi à trouver un emploi plus rapidement.

La théorie de la recherche d'emploi fournit un cadre utile pour étudier les déterminants de la durée du chômage. Les caractéristiques individuelles, les caractéristiques du marché du travail et les politiques gouvernementales peuvent tous influencer la durée du chômage, et il est important de tenir compte de ces facteurs lors de la mise en place de politiques visant à réduire la durée du chômage.

### 1.2.3 Théorie de la recherche d'emploi

Le présent travail vise à donner les éléments de compréhension essentielle sur les résultats empiriques en matière de durée de chômage au Sénégal. Pour cela, il est nécessaire de passer en revue les théories de recherche d'emploi et leurs extensions (modèles de mobilité), qui sont les bases des modèles empiriques de la littérature.

#### 1.2.3.1 Modèle simple de Job Search

La théorie micro-économique néo-classique de l'offre de travail, théorie basée sur l'idée d'un arbitrage entre le travail et le loisir, considère un chômeur comme un individu qui préfère le loisir au travail. Cette théorie ne permet pas de bien modéliser les décisions de participation au marché du travail puisqu'elle néglige le temps et les coûts nécessaires à la recherche d'un emploi. Ceci découle de l'hypothèse fondamentale du modèle selon laquelle l'information dont le demandeur d'emploi dispose est parfaite. « Elle suppose que chaque agent connaît toutes les caractéristiques de tous les emplois offerts, et qu'il ne lui reste plus qu'à décider du nombre d'heures éventuellement égal à zéro qu'il veut effectuer étant donné le salaire, unique et lui aussi parfaitement connu, régnant sur le marché du travail ». Cahuc et Zylberberg, (1996). Cette approche simplificatrice de la théorie néo-classique fait que la recherche d'emploi est considérée comme étant instantanée et que, par conséquent, la durée de chômage est nulle. Ainsi, ce cadre théorique ne permet pas de rendre compte de l'existence de durées de chômage prolongées.

La nouvelle approche néo-classique connue sous le nom de théorie de la recherche d'emploi (job search) est développée dans les années 1970 par McCall et par Mortensen,(1970). Elle se propose d'étendre le cadre théorique de base à un environnement d'information imparfaite qui fait que la recherche d'emploi est une activité coûteuse en temps et en ressources financières. En effet, les demandeurs d'emploi ne disposent pas de toutes les informations sur les postes vacants et sur la structure des salaires offerts. Par conséquent, ils doivent mettre en oeuvre un processus de recherche qui leur permet de trouver le plus vite possible un emploi qui leur donne satisfaction.

On considère un individu à la recherche d'un emploi. Des offres sont supposées lui parvenir aléatoirement selon un processus de Poisson. La probabilité d'arrivée de ces offres est donc constante: elle vaut  $\lambda$  sur une unité de temps. En échange de son activité de recherche, cet individu reçoit chaque semaine une seule offre d'emploi. Ces offres se différencient selon le salaire proposé  $\omega$  supposé aléatoire, mais issu d'une distribution exogène connue du demandeur d'emploi. Au moment où la personne reçoit une offre d'emploi à salaire  $\omega$ , elle doit choisir parmi deux situations possibles. D'une part, elle peut accepter cette offre et, par une hypothèse d'impossibilité de recherche consécutive à une embauche, rejeter la possibilité de trouver un emploi à salaire plus élevé. D'autre part, le demandeur d'emploi peut décider de refuser l'offre et de continuer la recherche d'emploi, tout en espérant trouver un autre travail à caractéristiques plus satisfaisantes. Dans ce deuxième cas de figure, la personne ne peut pas revenir sur sa décision antérieure et elle touche un revenu noté  $\omega^u$  qui,

dans le contexte du Sénégal, représente tous les transferts qui lui proviennent aussi bien de son ménage que d'autres sources. Une nouvelle offre d'emploi ne lui sera présentée que la semaine suivante.

La décision d'accepter ou de rejeter une offre d'emploi est le résultat d'un calcul de maximisation de satisfaction personnelle. En effet, chaque agent économique essaie de maximiser l'espérance d'utilité du revenu salarial qu'il peut recevoir au cours de sa vie professionnelle. Mathématiquement, cette espérance d'utilité s'écrit:

$$E \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t Y_t$$

Dans cette expression,  $\beta \in [0, 1]$  désigne le facteur d'escompte qui détermine de combien l'individu apprécie les revenus futurs et peut encore s'écrire comme  $1/(1+r)$  où  $r$  est le taux d'intérêt réel;  $Y_t$  représente le revenu que l'individu reçoit dans la période de temps  $t$ . Pour une personne au chômage  $Y_t$  est égal à  $\omega^u$ , tandis que pour un travailleur  $Y_t$  est égal à  $\omega$ .

Le problème de maximisation d'utilité d'un demandeur d'emploi se pose donc de la façon suivante. Lorsqu'un emploi lui est offert, il doit comparer l'utilité (la satisfaction) qui résulte de celui-ci aux utilités qui correspondent aux autres offres qu'il aurait pu recevoir. Si la probabilité est grande d'obtenir une meilleure offre d'emploi la semaine suivante, l'individu va décider de rejeter l'offre actuelle en faveur d'une offre postérieure. En d'autres mots, le demandeur d'emploi doit comparer l'espérance d'utilité de deux situations: un emploi à salaire  $\omega$ , d'une part, et une période de chômage à revenu  $\omega^u$  avec une chance d'un salaire supérieur à  $\omega$  la semaine suivante, d'autre part. Il est vrai qu'à court terme l'utilité correspondant au choix de rejeter l'offre (utilité =  $\omega^u$ ) est moins élevée que celle issue de l'acceptation de l'offre (utilité =  $\omega > \omega^u$ ), mais à long terme ceci n'est plus vrai lorsque le salaire de l'offre actuelle est inférieur au salaire d'une offre ultérieure. Le montant du salaire  $\omega$  qui incite le chômeur à accepter la première offre d'emploi dépend de la fonction de distribution des salaires, du montant des transferts  $\omega^u$  et du facteur d'escompte  $\beta$ .

### 1.2.3.2 Leurs extensions

Dans ce cadre théorique, la durée du chômage est donc modélisée en analysant deux probabilités. D'une part, la durée du chômage est fonction décroissante de la probabilité,  $\rho$ , de recevoir une offre d'emploi. D'autre part, la durée du chômage est fonction décroissante de la probabilité,  $\pi$ , d'accepter une offre d'emploi. Si  $\pi$  est élevée, la durée de recherche d'emploi et, par conséquent, la durée de chômage sera courte. La probabilité instantanée de sortir du chômage,  $\lambda$ , qui détermine la période de non-emploi est alors donnée par le produit suivant :

$$\lambda = \rho * \pi$$

$\lambda$ , encore connu sous le nom de risque, dépend des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi puisque les probabilités de recevoir et d'accepter une offre dépendent

des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi. Ces différences inter-individuelles nous permettent de déterminer, à l'aide de modèles économétriques, les déterminants de la durée du chômage individuel. Ce sont ces modèles micro-économétriques qui seront présentés dans le chapitre suivant.

# Généralités sur les modèles de survie

## Résumé

*L'objet du présent chapitre est de transférer les concepts de la théorie de recherche d'emploi, présentés au chapitre 1, à un modèle micro-économétrique qui nous permettra, par la suite, de qualifier et de quantifier les déterminants de la durée de chômage individuel au Sénégal.*

## 2.1 Fonction de survie

Considérons une variable aléatoire  $T$  continue et positive, qui représente la durée de chômage connue par un individu avant d'obtenir un emploi. En économétrie, cette variable est le plus souvent décrite par sa fonction de répartition  $F(t)$  et sa densité  $f(t)$ . Par définition la fonction de répartition correspond à :

$$F(t) = \int_0^t f(u)du = P(T \leq t) \quad (2.1)$$

Et s'interprète comme la probabilité que la durée de chômage  $T$  se réalise avant la date  $t$  considérée. La variable  $T$  étant continue, une description équivalente est fournie par la fonction de densité définie par :

$$f(t) = \lim_{dt \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + dt)}{dt} = \frac{\delta F(t)}{\delta t} = F'(t). \quad (2.2)$$

Et correspond à la probabilité dite instantanée qu'un individu connaisse une période de chômage dans l'intervalle de  $[t; t+dt]$ . La fonction de survie  $S(t)$  reliée à la fonction de répartition par:

$$S(t) \equiv P(T > t) = 1 - F(t) \quad (2.3)$$

Et représente la probabilité que la durée du chômage  $T$  soit plus longue que la période  $[0, t]$ . Elle traduit donc la proportion de personnes encore susceptibles de connaître l'événement d'intérêt à une date donnée.

### 2.1.1 Fonction de hasard(ou fonction de risque)

Une autre grandeur permettant de décrire la distribution de la durée  $T$  est la fonction de hasard qui joue un rôle très important dans l'analyse des durées de survie. En effet, elle

évalue le risque que l'événement survienne à un instant précis, sachant qu'il n'a jamais été observé auparavant. Ainsi, elle permet d'étudier si et quand un individu à changer d'état depuis de l'étude et se retrouve donc au cœur de l'analyse des durées de survie.

### 2.1.2 La censure

Particulièrement typique des données longitudinales, la notion de censure d'un épisode provient du fait qu'on n'a pas accès à toute l'observation. Si l'état d'intérêt est le chômage et si l'on considère un individu qui est toujours sans emploi lorsque celle-ci prend fin, toute l'information dont nous disposons à son sujet est la date du début de cet épisode de chômage. Mais, nos données sont incomplètes car elles ne contiennent pas l'information sur la date à laquelle il quitte l'état. Dans ce cas, on dit que la durée de l'épisode de chômage est censurée à droite. La présence d'observations incomplètes est source de diverses perturbations et partant de difficultés dans l'analyse économétrique. En effet, avoir des données incomplètes constituent une perte d'information qui pose un problème d'identification notamment, difficile à surmonter au moyen des méthodes d'estimations classiques. la méthode des moindres carrés ordinaires.

Etant donné les particularités de ces données, l'estimation habituelle par les moindres carrés ordinaires ne peut pas être effectuée. Pour cela, on utilise les différentes méthodes d'estimation usuelles de la statistique à savoir l'estimations non paramétrique en cas d'absence d'informations a priori sur la loi caractérisant les données statistiques, généralement l'estimateur le plus utilisé est celui de Kaplan-Meier; l'estimation paramétrique en cas de connaissance de lois sous-jacentes ou dans le but de connaître l'effet des caractéristiques sur la durée en introduisant des variables exogènes; et l'estimateur semi-paramétrique dans laquelle on cherche à estimer la fonction de survie ou celle du hasard de la variable de durée sans faire aucune hypothèse a priori sur la forme de la distribution en introduisant des variables exogènes, généralement le modèle le plus utilisé est celui de Cox (le modèle à hasard proportionnel).

**NB:** L'un des atouts majeurs des modèles de durée est précisément la prise en compte systématique des données censurées.

## 2.2 Estimation non paramétrique

Dans cette section nous nous placerons dans le cadre le plus fréquent d'une censure à droite. Si aucun modèle n'est supposé, les principaux estimateurs sont :

- L'estimateur de Kaplan-Meier de la fonction de survie,
- L'estimateur de Nelson-Aalen du risque cumulé.

### 2.2.1 Estimation Kaplan-Meier

L'estimateur le plus fréquemment utilisé de la fonction de survie est l'estimateur de Kaplan-Meier. Supposons que l'on dispose d'un échantillon de  $n$  durées, qu'elles soient cen-



surées (à droite) ou observées, et  $0 < t_1 < t_2 < \dots < t_J < t_{m-1} < t_m < \infty$ , les dates distinctes et ordonnées auxquelles, on observe un changement de statuts. L'estimateur de Kaplan-Meier est:

$$\widehat{S}(t) = \prod_{j:t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right) \quad (2.4)$$

où  $d_j$  désigne le nombre d'événements à la date  $t_j$  et  $n_j$  le nombre de personnes encore à risque juste avant  $t_j$ . Pour plus de détails sur les propriétés asymptotiques, on renvoie à Peterson (1977) et Breslow et Crowley (1974). L'estimateur de Kaplan-Meier permet aussi d'identifier les instants où le risque est élevé que l'individu change d'état, mais aussi d'étudier comment ce risque évolue on dit au fur et à mesure que le temps s'écoule. Formellement, son expression correspond à la limite d'un ratio et on parle parfois de taux de hasard instantané.

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t)}{dt} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (2.5)$$

Au numérateur on trouve la probabilité qu'une personne qui a connu une période de chômage  $T$ , jusqu'à l'instant  $t$ , sortie de cet état dans un intervalle de temps très court  $dt$  suivant  $t$ . En divisant cette probabilité conditionnelle par  $dt$  on obtient la probabilité moyenne de sortie. Le risque de sortie est obtenu en considérant des intervalles de temps  $dt$  de plus en plus courtes. On dit que  $dt$  tend vers zéro. La fonction de risque rassemble les différents risques de sortie pour différentes durées de chômage.

**Remarque:** En absence de données censurées, l'estimateur de Kaplan-Meier coïncide avec l'estimateur de la fonction de survie empirique:

$$\widehat{S}(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1, \dots, n} 1_{[t_i > t]} \quad (2.6)$$

### 2.2.2 Estimation de Nelson-Aalen

Estimer directement la fonction de hasard conduit à observer des variations erratiques selon la durée de la période considérée rendant leur interprétation difficile. La fonction de hasard cumulé (également appelé risque cumulé) permet de contourner cette difficulté. Elle correspond au " total " des risques (hasards) instantanés auxquels l'individu a été confronté depuis la date d'origine. Dans le cas continu, il s'agit de:

$$H(t) = \int_x^1 h(u) du \quad (2.7)$$

Dès lors une démarche en deux temps peut être envisagée pour déterminer une estimation de la fonction de hasard:

1. estimer la fonction de hasard cumulé  $H(t)$
2. en déduire par différences successives de  $H(t_j)$  la « pente »  $h(t_j)$  et lisser les estimations obtenues

L'estimateur de Nelson-Aalen de la fonction de risque cumulé est :

$$\widehat{H}_{NA}(t) = \sum_{j:t(j) \leq t} \left(\frac{d_j}{r_j}\right) \quad (2.8)$$

où  $d_j$  est le temps rester au chômage à  $t_{(j)}$  et  $r_j$  le nombre de personnes à risque à  $t_j$ . Pour des échantillons de taille plus réduite, l'estimateur de Kaplan-Meier est un meilleur estimateur de la fonction de survie, alors que l'estimateur de Nelson-Aalen est un meilleur estimateur de la fonction de risque cumulé.

## 2.3 Modèle semi-paramétriques

Les méthodes d'estimation semi-paramétrique consistent à estimer la fonction de survie ou de hasard en tenant compte de l'influence des facteurs exogènes et sans faire aucune hypothèse a priori sur la forme de la distribution de base. Dans le cas des modèles de survie, cela revient à étudier la distribution des durées de vie conditionnellement aux covariables. Le modèle le plus couramment utilisé est le modèle de Cox (aussi appelé modèle à hasards proportionnels). La première partie présente ce modèle dans le cas de covariables fixes dans le temps.

### 2.3.1 Présentation du modèle de Cox

Le modèle de Cox a été développé par David R. Cox en 1972. Il appartient à la classe des modèles de survie et est utilisé lorsque l'on s'intéresse au temps jusqu'à l'occurrence d'un événement (comme la défaillance d'un équipement, la guérison d'une maladie ou, dans ce cas, la sortie du chômage). Le modèle de Cox est un modèle de régression qui permet de modéliser l'effet de covariables sur la distribution de la durée de vie. En effet, contrairement au modèle de régression linéaire classique les covariables ne sont pas directement reliées à la durée de vie, mais sa fonction de hasard. Le modèle de Cox postule que la fonction de hasard conditionnelle aux covariables  $x$  est définie pour tout  $t \in \mathbb{R}^+$ , la formule de la fonction de risque dans le modèle de régression de Cox est :

$$h(t|x) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p) \quad (2.9)$$

ou

$$h(t|x) = h_0(t) \exp(x'\beta), \forall t \geq 0 \quad (2.10)$$

Où

- $h(t|x)$ : le taux de risque instantané à l'instant  $t$  pour un individu avec un ensemble spécifique de valeurs des covariables  $x$ .
- $h_0(t)$ : fonction de hasard de base (pour  $x = 0$ )
- $x$ : un vecteur de  $p$  variables exogènes,  $x' = (x_1, x_2, \dots, x_p)$
- $\beta$ : un vecteur ( $p * 1$ ) de paramètre inconnus,  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$

Dans l'équation, on constate que la fonction des covariables ne dépend pas du temps, ce qui implique que le rapport des risques pour deux vecteurs covariables est constant dans le temps. Ainsi pour deux individus  $i$  et  $j$  qui ont respectivement pour covariables  $x_i$  et  $x_j$ , le rapport de leurs risques est :

$$\frac{h_i(t, x_i)}{h_j(t, x_j)} = \frac{h_0(t) \exp(x_i' \beta)}{h_0(t) \exp(x_j' \beta)} = \exp(\beta(x_i - x_j)') \quad (2.11)$$

Ce rapport ne dépend pas du temps. C'est l'hypothèse de proportionnalité du modèle de Cox.

### 2.3.2 Interprétation des coefficients de régression

L'hypothèse clé du modèle de Cox est l'hypothèse de proportionnalité des risques. Cela signifie que le rapport des taux de risque (hazard ratios) entre deux groupes est constant au fil du temps. En d'autres termes, l'effet relatif des variables explicatives sur le taux d'occurrence de l'événement est constant. Le risque relatif pour deux vecteurs de covariables  $x_i$  et  $x_j$  est par définitions, égal à :

$$RR_{ij} = \frac{h(t|x_i)}{h(t|x_j)} \quad (2.12)$$

Pour le modèle de Cox; cela revient

$$RR_{ij} = \exp\{(x_i - x_j)' \beta\} \quad (2.13)$$

Cette expression montre que le risque relatif pour deux individus  $i$  et  $j$  est simplement l'exponentielle de la différence entre les produits scalaires de leurs vecteurs de covariables avec le vecteur de coefficients de régression  $\beta$ . Cela signifie que le risque relatif est déterminé par la différence entre les valeurs des covariables  $x_i$  et  $x_j$ , pondérée par les coefficients de régression  $\beta$ , dans le modèle de régression de Cox.

Ainsi pour une covariable exogène dichotomique (codée 0 et 1) dans un modèle de Cox,  $RR = \exp(\beta)$  et  $\beta$  représentent donc le logarithme au risque relatif de subir l'événement dans le groupe  $x = 1$  par rapport au groupe  $x = 0$ , lorsque la covariable est continue,  $\beta$  représente le logarithme du risque relatif pour une augmentation d'une unité de la variable  $x$ .

### 2.3.3 La vraisemblance partielle de Cox

Le modèle défini en (2.9) est dit semi-paramétrique car le hasard de base  $h_0(t)$  n'est pas contraint par une loi statistique autrement dit, le hasard de base est laissé libre ce qui entraîne plus de souplesse dans le modèle. Cette approche conduit alors à estimer les seuls paramètres continus dans  $\beta$  par maximisation d'une vraisemblance partielle. Considérons :

- $D$ , le nombre d'événements observés parmi les  $n$  sujets à l'étude;
- $t_1^* < t_2^* < \dots < t_D^*$  les temps d'événements distincts;
- $R(t_i^*)$ , l'ensemble des individus à risque juste avant  $t_i^*$ , c'est-à-dire qui n'ont pas encore subi l'événement;
- $x(i)$  le vecteur de covariable pour le sujet dont le temps est  $t_i^*$ .

La fonction de vraisemblance partielle de cox est définie par :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^D \frac{\exp(x_i' \beta)}{\sum_{j \in R(t_i^*)} \exp(x_j' \beta)} \quad (2.14)$$

Cette fonction n'est pas une vraisemblance en soit, mais elle peut être traitée comme telle. Pour obtenir les estimateurs des paramètres et leurs variances et covariances, on maximise la fonction de vraisemblance (2.13) ou la log-vraisemblance.

Pour plus de détails sur cette méthode, nous renvoyons le lecteur à Cox(1977, 1975) et à d'autres auteurs comme Bresloco (1974) et Efron(1977).

### 2.3.3.1 Avantages du modèle de Cox :

- **Flexibilité** : Le modèle de Cox est particulièrement flexible car il n'impose pas de distribution spécifique sur la variable de survie. Il peut être utilisé avec des données censurées, ce qui signifie que certaines observations ne présentent pas l'événement d'intérêt pendant la période d'observation.
- **Adapté aux données de survie** : Contrairement à d'autres modèles de régression, le modèle de Cox est spécifiquement conçu pour traiter les données de survie, où l'événement d'intérêt ne se produit pas pour toutes les observations.
- **Gestion des covariables** : Le modèle de Cox permet l'inclusion de plusieurs covariables, ce qui permet de prendre en compte plusieurs facteurs explicatifs simultanément.
- **Pas de besoin d'hypothèses de distribution** : Contrairement à d'autres approches, le modèle de Cox n'exige pas de spécifier la distribution de la variable de survie, ce qui le rend plus robuste dans des situations où la distribution n'est pas connue.
- **Censure** : Le modèle de Cox gère naturellement les données censurées, ce qui survient lorsque la durée d'observation se termine avant que l'événement d'intérêt ne se produise pour certains individus.

### 2.3.4 Tests

Les tests qui peuvent être utilisés pour les coefficients estimés du modèle de Cox sont :

- Un test sur la nullité globale du vecteur des paramètres  $\beta$ , c'est-à-dire, tester l'hypothèse  $H_0 : \beta = (\beta_1, \dots, \beta_p) = (0, \dots, 0)$  ce test peut se faire à l'aide d'un des trois tests à savoir le test de rapport de vraisemblance, test de score et le test de Wald qui sont équivalents car ils ont même loi de  $\chi^2$ .
- Test des nullités de chaque paramètre, c'est-à-dire, tester l'hypothèse,  $H_0 : \beta_i = 0$  avec  $i = 1, \dots, p$ . Ce test se fait au moyen du test de Wald.

#### 2.3.4.1 Test du rapport de vraisemblance

Ce test, très couramment utilisé en statistique, découle d'un développement de Taylor à l'ordre 2 de logvraisemblance ( $\log L(\beta)$ ), puis de propriétés de convergence en loi (Dacunha-Castelle et Dufflo, 1993).

$$\chi_{LR}^2 = 2 \left[ \log L(\hat{\beta}) - \log L(\beta_0) \right] \quad (2.15)$$

Ce test mesure la différence des valeurs prises par le logarithme de la vraisemblance en  $\hat{\beta}_1$  et  $\beta_0$  ; l'espérance de cette quantité doit être nulle sous  $H_0$ .

### 2.3.4.2 Test de Wald (ou du maximum de vraisemblance)

L'estimateur du maximum de vraisemblance ( $\widehat{\beta}$ ) suit approximativement une loi normale multivariée  $N_p(\beta, \widehat{Var}(\widehat{\beta}))$ , où  $p$  est le nombre de paramètres. Pour faire des inférences sur les paramètres, on peut utiliser le test de Wald ou le test du rapport des vraisemblances. Par exemple, pour tester l'hypothèse  $H_0 : \beta = 0$  par la méthode de Wald, on calcule la statistique  $\chi_w^2 = \widehat{\beta}^{-1} \widehat{\beta}$  qui suit approximativement, sous  $H_0$ , une loi de khi-deux à  $p$  degrés de liberté. On peut aussi calculer un intervalle de confiance de niveau  $(1 - \alpha)100\%$  pour  $\beta_j$  avec l'équation  $\widehat{\beta}_j \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{\beta}_j)}$  où  $Z_{\alpha/2}$  est le quantile d'ordre  $1 - \alpha/2$  d'une loi normale standard.

Pour le test du rapport des vraisemblances, on calcule la statistique du rapport des vraisemblances.

$$\chi_{LR}^2 = -2(l_0 - l_1), \quad (2.16)$$

où  $l_0$  est la valeur de la log-vraisemblance sous  $H_0$  et  $l_1$  la valeur de la log-vraisemblance évaluée en  $\widehat{\beta}$ . Sous l'hypothèse nulle,  $\chi_{LR}^2$  suit approximativement une loi de khi-deux à  $p$  degré de liberté. Pour de petits échantillons, il est préférable d'utiliser le test du rapport des vraisemblances.

### 2.3.4.3 Test du score

Le test du score, qui a pour statistique

$$\chi_{sc}^2 = \{U(\beta_0)\}^t I(\beta_0)^{-1} \{U(\beta_0)\} \quad (2.17)$$

où  $U(\cdot)$  est la fonction de score, c'est-à-dire le vecteur des dérivées premières de la log-vraisemblance par rapport à  $\beta$ .

Ces trois statistiques suivent, sous  $H_0$ , une distribution de khi-deux à  $p = \dim(\beta)$  degrés de liberté. Comme on le remarque, le test du score ne nécessite pas l'estimation des paramètres.

## 2.3.5 Validation de l'hypothèse de Hasard Proportionnel

### Rappel des hypothèses de base du modèle

Le risque proportionnel désigne une relation constante qui existe entre la variable dépendante de durée et les variables explicatives. Ceci signifie que la fonction de hasard pour deux individus dans un instant quelconque est proportionnelle. Par exemple, si un individu à deux fois le risque de sortir de l'état à un instant initial  $t$  qu'un autre individu, ce risque est ultérieurement deux fois plus haut.

Pour vérifier cette hypothèse de proportionnalité des risques du modèle de Cox, il existe deux façon de tests: graphiques et numérique comme :

- Une méthode de validation graphique qui consiste à estimer la fonction de survie dans chacun des groupes définis par la variable exogène et à tracer les courbes en

fonction du temps:

$$\log \left[ -\log \left\{ \widehat{S}(t/x) \right\} \right] = \log \left[ \widehat{H}_0(t) \exp(\widehat{\beta}x) \right] = \log \left\{ \widehat{H}_0(t) \right\} + \widehat{\beta}x. \quad (2.18)$$

Ensuite, on vérifie si les courbes présentent un écart constant en fonction de  $t$ . Si l'écart est constant, c'est que l'hypothèse de proportionnalité est raisonnable. Sinon, elle est douteuse. Cette méthode est peu puissante mais donne une idée intéressante.

- Une méthode qui utilise une covariable dépendant du temps est aussi utilisée pour vérifier cette hypothèse. Pour chaque variable exogène estimée du modèle de Cox, on effectue un test numérique basé sur une régression linéaire les coefficients du modèle de Cox en fonction du temps. C'est-à-dire, on cherche à s'assurer que le coefficient associé à chaque variable explicative est stable au cours du temps. Sachant que le modèle de Cox et sous l'hypothèse de proportionnalité des risques, on considère que  $\forall t, \beta(t) = \beta$ , pour chacune des variables exogènes  $j = 1, \dots, p$ . Pour vérifier cette hypothèse on va effectuer un test sur le coefficient de la régression suivante :

$$\forall t, \beta_j(t) = \beta_j + \sigma_j * g(t) \quad (2.19)$$

( $g$  une fonction dépendante du temps)

Pour que l'hypothèse de proportionnalité soit vérifiée il faut accepter l'hypothèse du

$$\text{test : } \begin{cases} H_0 : \sigma_j = 0 \\ H_1 : \sigma_j \neq 0 \end{cases}$$

**NB :** Si l'hypothèse de proportionnalité n'est pas satisfaisante, on peut recourir à des méthodes qui peuvent être envisagées pour tenir compte de la non proportionnalité. Nous en présentons ici deux dont la pertinence dépend bien évidemment du cas traité.

- Stratification

Dans le cas des variables qualitatives pour lesquelles l'hypothèse de proportionnalité n'est pas respectée, il peut être envisagé de stratifier le modèle en la variable. Les effets des autres covariables sont alors considérés comme identiques dans chaque strate. Cette méthode peut aussi être mise en œuvre avec des variables quantitatives, mais sa pertinence dépendra alors de la partition préalable retenue.

- Modélisation d'un effet dépendant du temps

Une covariable dont l'effet sur le taux de hasard évolue dans le temps induit le rejet de l'hypothèse de proportionnalité.

$$h(t/x) = h(0) \exp(x' \beta(t)) \Rightarrow \frac{h(t/x_i)}{h(t/x_j)} = \exp((x_i - x_j)' \beta(t)) \quad (2.20)$$

Si la forme fonctionnelle de la dépendance de ? au temps est connue, sa prise en compte dans la modélisation s'effectue aisément en s'appuyant sur l'analogie :

$$h(t/x) = h(0) \exp(x' \beta(t)) = h(0) \exp(\widetilde{x}' \widetilde{\beta}(t)) \quad (2.21)$$

La démarche consiste donc à intégrer au modèle des covariables dépendant du temps.

**Conclusion :**

Dans ce chapitre, on a essayé de synthétiser les différentes méthodes d'estimation non paramétrique et semi paramétrique. On a présenté d'une part les différentes fonctions représentatives d'une distribution de survie telles que la fonction de survie, la fonction de hasard, la fonction de survie conditionnelle. ainsi que les censures qui peuvent être présentes dans l'étude des survies.

D'autre part, la particularité des données de durée (données incomplètes) rend l'estimation de ce type de données différent des habituelles telle que les moindres carrés ordinaires (MCO). De ce fait, des méthodes et des estimateurs différents sont conçus pour les survies. On trouve des estimateurs non paramétriques tels que l'estimateur de Kaplan-Meier dans le cas d'absence d'information a priori sur la loi de survie et celle de Nelson-Aalen ; le modèle de Cox est généralement conçu pour ce genre de problèmes et les estimateurs obtenus sont des estimateurs semi paramétriques.

---

# Analyse de la durée de chômage

---

## Résumé

---

*Dans le deuxième chapitre, rappelons-le, nous avons souligné que le temp de sortie au chômage est modélisé à travers deux classes de modèles de durée: modèle à hasard proportionnel et modèle non-paramétrique. L'objectif visé dans ce chapitre est de détecter les déterminants de la durée de chômage des chômeurs inscrits à l'ENES de la troisième trimestre 2019. L'analyse effectuée à l'aide des estimations des fonctions de survie par la méthode de Kaplan-Meier, la méthode de Nelson-Aalen, ainsi que l'estimation des modèles semi-paramétrique de hasard proportionnel de Cox pour les variables exogènes, montrent que la situation matrimoniale n'a pas d'influence sur la durée du chômage inscrits à cette enquête. Tandis que les variables où les déterminants qui allongent ou réduisent leurs durées de chômage sont d'avoir ou non le diplôme élevé, l'âge du chômeur, le sexe et formation proportionnelle technique.*

---

## 3.1 Description des variables

### 3.1.1 Présentation de la base

Les données de l'étude proviennent de L'enquête nationale sur l'emploi au Sénégal (ENES) au troisième trimestre 2019 réalisée par l'ANSD, structure sous tutelle du Ministère de l'emploi. L'étude a été menée dans le but de mesure et suivi de l'emploi au Sénégal à travers la réalisation des enquêtes emploi sur une durée de trois (3 ans) selon une séquence bien définie qui doit aboutir à terme à la mise en place d'un dispositif trimestriel allégé de suivi de l'emploi au Sénégal. En effet, les questions d'emploi ont toujours été prises en compte dans les enquêtes ménages et recensements que l'ANSD (ou l'ex Direction de la Prévision et de la Statistique) a réalisés, mais n'ont pas été étudiées et mesurées de façon systémique dans toutes ses dimensions et manifestations. (Manuel, ENES T3, 2019, p.2). En ce qui concerne le plan d'échantillonnage de l'enquête nationale sur l'emploi au Sénégal, est conçu selon les principes du sondage aléatoire stratifié à deux degrés avec un taux de renouvellement de 1/3. L'ENES renseigne sur les caractéristiques socioéconomiques et démographiques dont la taille de l'échantillon annuel de 13 032 ménages représentatifs jusqu'au niveau région du pays. L'échantillon annuel est répartir en trimestre : le nombre de ménage à visiter pour chaque trimestre est de 3258 ménages (dont 1584 en milieu urbain et 1674 en milieu rural) représentatif



jusqu'aux niveaux urbains et ruraux. La base de données à notre disposition est la base "ménage". Ainsi, elle comportait 222 ménages. Nous avons effectué quelques opérations sur cette base de données, pour corriger certaines données non valides ou manquantes. Cette population jeune représente 61,3% des personnes en âge de travailler et se compose comme suit : 61.56% (population occupée); 13,5% (chômage) et 31.14% (hors main d'oeuvre). La variable dépendante du modèle est la durée du chômage, variable continue exprimée en mois. A partir des travaux cités plus hauts et en fonction des variables disponibles, les variables d'ordre sociodémographique (sexe, Groupes d'âges quinquennaux, situation matrimoniale, niveau d'instruction, Formation professionnelle technique) sont retenues comme variables explicatives. Chacune des variables comporte plusieurs modalités supposées avoir des effets différenciés sur la variable explicatif qui est la durée du chômage.

### 3.1.2 Présentation des variables exogènes

La probabilité instantanée de sortir du chômage dépend de la probabilité de recevoir une offre d'emploi et la probabilité d'accepter cette offre. Ce sont donc les caractéristiques individuelles susceptibles de faire varier ces deux probabilités qui doivent être retenues comme déterminants potentiels de la durée du chômage. Les variables choisies pour cette étude sont relatives aux disponibilités statistiques au sein de l'ANSD dans l'Enquête Nationale sur l'Emploi au Sénégal au troisième trimestre 2019.

– Sexe

En l'absence d'une stratégie discriminatoire lors du placement des chômeurs, la probabilité de sortie du chômage ne devrait pas être influencée par le sexe.

– Age

L'effet de l'âge sur la durée de chômage dépend de deux facteurs. D'une part, l'employeur préfère investir dans une main-d'œuvre jeune pour pouvoir en tirer un profit maximal, donc la probabilité de recevoir une offre diminue avec l'âge du demandeur. D'autre part, les demandeurs d'emploi plus âgés se rendent compte de leur situation, cela augmente la probabilité d'accepter une offre d'emploi avec l'âge. L'effet de l'âge sur la durée de chômage dépend donc de la force relative des deux influences.

– Niveau d'instruction ou diplôme:

Un niveau de formation ou d'instruction élevée est une caractéristique recherchée par les employeurs et augmente, la probabilité de recevoir une offre. Pour les demandeurs d'emploi.

TABLEAU 1: STATISTIQUES DESCRIPTIVES

	Min	Max	Somme	Moyenne	Ecart type	Variance
diplôme élevé	0	8	179	0,81	1,178	1,388
form professionnelle	0	4	814	3,67	0,911	0,830
Genre	0	1	93	0,42	0,494	0,245
Ages	9	84	5948	26,79	19,979	399,179
Situation matrimoniale	0	1	63	0,28	0,452	0,204
Chom du mom	0	1	11	0,05	0,218	0,047

Source: Auteur sur la base de l'ENES du troisième trimestre 2019

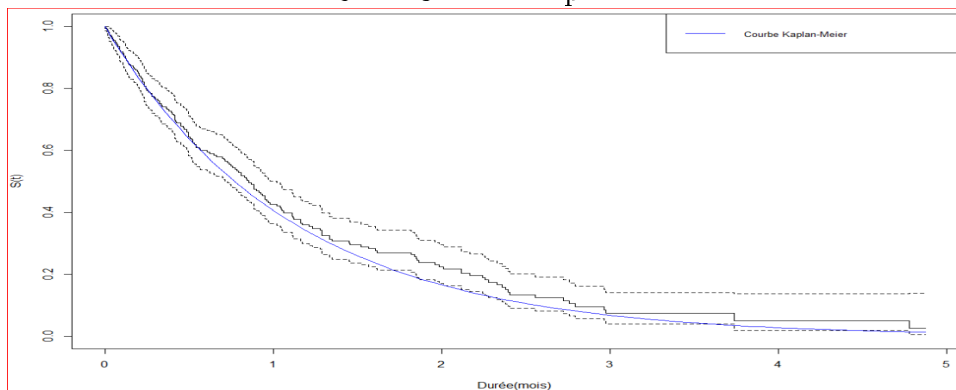
## 3.2 Estimation non paramétrique

### 3.2.1 Résultats des estimations Kaplan-Meier

L'analyse non paramétrique est une étape préliminaire à l'étude paramétrique de la durée du chômage. Les graphiques qu'elle fournit nous aident à déterminer la forme de la fonction de risque. La fonction de risque peut être calculée à l'aide de la méthode actuariale (dite également table de survie).

Cette technique est une version généralisée de la méthode de Kaplan-Meier qui a été présentée dans la partie théorique. Elle permet de regrouper les observations relatives à la durée de chômage dans des intervalles de temps et de calculer le risque de sortie du chômage par intervalle. Ainsi, on obtient de meilleures estimations de la fonction de risque dans le cas où le nombre d'observations est limité. On impose néanmoins l'hypothèse que les événements ont lieu uniformément entre  $t_i$  et  $t_i + 1$ . Pour les données de l'ENES, les résultats des deux approches non paramétriques citées sont illustrés dans les graphiques qui suivent. La courbe de survie est la représentation graphique de la

FIG. 3.1 – Courbe Kaplan-Meier



Source: Auteur sur la base des données de l'ENES, troisième trimestre, 2019

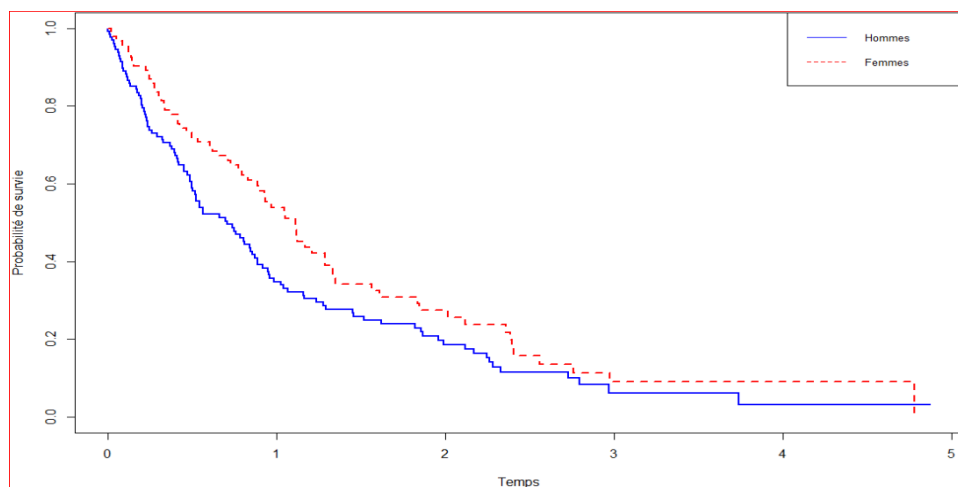
fonction de survie, pour notre étude, elle représente la probabilité de rester en chômage en fonction du temps. On remarque dans la figure 3.1 qu'au début de la courbe, 100% des individus de l'échantillon sont au chômage. Après approximativement 2 ans, 50% des individus sont placés dans le marché du travail. Mais, la sortie du chômage pour le reste des individus de l'échantillon s'étale sur une longue durée, pour certain elle dépasse même une année. D'une manière générale, d'après la courbe de durée de chômage, on déduit que la probabilité de sortir du chômage pour les individus inscrit dans l'enquête devient très faible pour un chômeur qui dépasse plus d'une année de chômage.

La durée de recherche d'emploi est calculée en combinant plusieurs questions prospectives. Il suffit qu'une réponse soit manquante ou incohérente pour que l'observation soit inutilisable. L'estimateur de Kaplan-Meier (voir Cox et OAKES [1984]) de la fonction de survie est représenté ici. L'estimateur ne prends pas en compte l'hétérogénéité observée ou non-observée. On voit aussi que le hasard décroît jusqu'à 3 années, qu'il est constant entre 3 et 5 années : on peut dire que le taux de sortie du chômage a tendance à décroître en fonction de la durée. Cela dit, on ne peut rien en conclure sur la forme de la fonction de hasard au niveau individuel.

### 3.2.1.1 Estimation de la durée de chômage par la variable sexe

Cette courbe indique que la durée de chômage selon le sexe pour les individus de l'échantillon est presque la même dans les deux groupes, surtout pour les individus qui ont une durée de chômage courte, ensuite plus la durée s'allonge on remarque une légère différence entre les deux graphes avec une sortie plus lente des femmes que des hommes. Cette légère différence est due, probablement, par leur difficulté plus accentuée d'accès au marché du travail peut être imputable à leur niveau d'éducation faible et au poids de la tradition reléguant le rôle des femmes aux tâches ménagères.

FIG. 3.2 – Courbe de survie Sexe

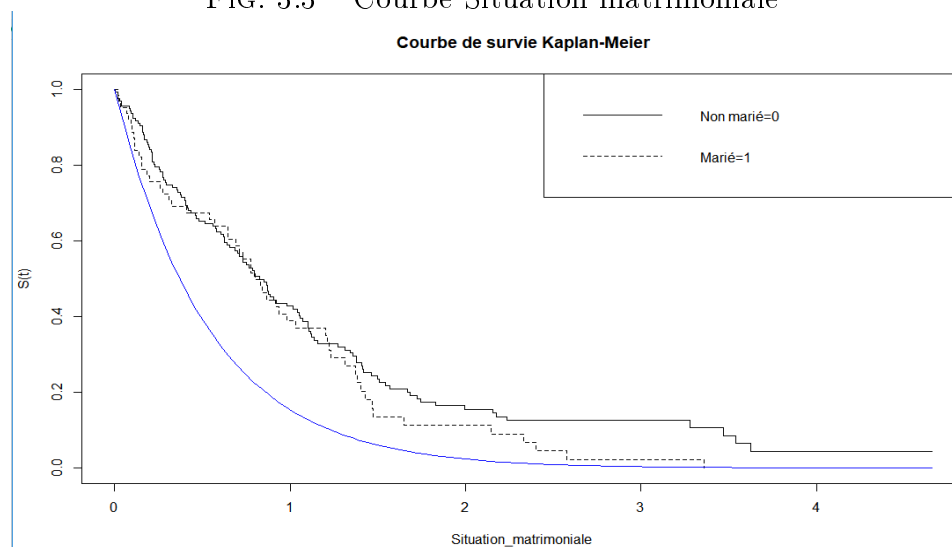


Source: Auteur sur la base des données de l'ENES, troisième trimestre, 2019

### 3.2.1.2 Estimation de la durée de chômage par la variable Situation matrimoniale

On voit que la courbe des non mariés est systématiquement au-dessus de celle des mariés. Les mariées ont donc tendance à rester au chômage plus longtemps que les non-mariées, et cette différence est significative. Les estimateurs de Kaplan-Meier de l'approche non-paramétrique pour les fonctions de survie selon la situation matrimonial montrent que les durées de chômage des non-mariées sont généralement plus courtes que celles des mariées (cf. graphique 3.3).

FIG. 3.3 – Courbe Situation matrimoniale



Source: Auteur sur la base des données de l'ENES, troisième trimestre, 2019

#### Remarque:

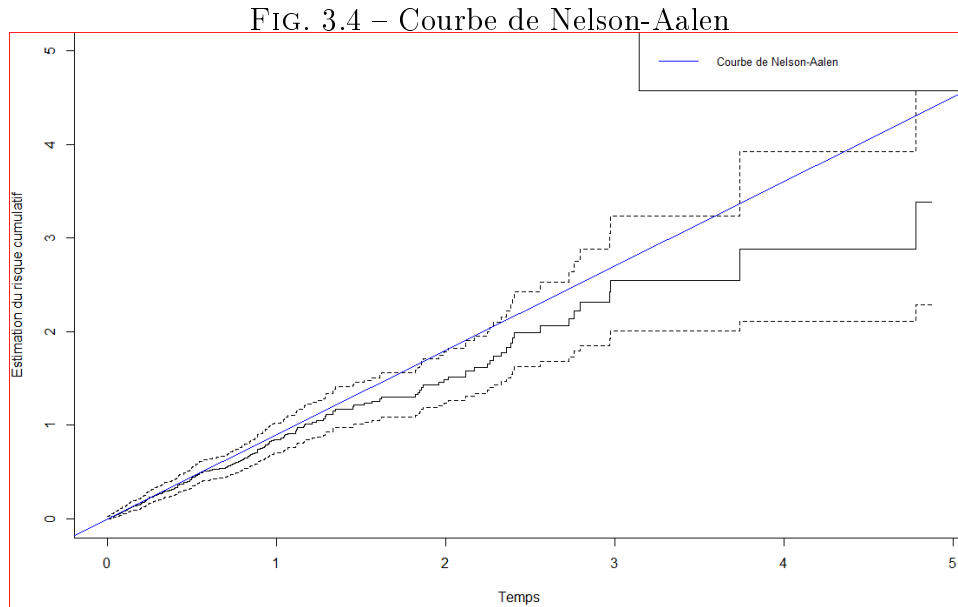
L'analyse non paramétrique est une étape préliminaire à l'étude paramétrique de la durée du chômage. Les graphiques qu'elle a fourni nous aident à déterminer la forme de la fonction de risque. Si Kaplan-Meier est utile pour estimer une fonction de survie, on peut être intéressé par l'estimation d'autres fonctions qui caractérisent la distribution des temps d'évènements. Nous traiterons donc de l'estimation de la fonction de risque cumulée, avec l'estimateur de Nelson-Aalen.

### 3.2.2 Estimation du fonction de risque (Hasard)

Le modèle de Nelson-Aalen tient compte de l'influence du temps sur les variables pour l'évaluation des probabilités de sortie chômage. Il introduit les effets de chaque variable de manière additive en fonction du temps.

### 3.2.2.1 Estimations des paramètres du modèle

La fonction de risque de Nelson-Aalen donne une courbe qui montre comment le risque d'être au chômage évolue au fil du temps. Il permet d'observer comment ce risque augmente ou diminue à mesure que le temps s'écoule. Si la courbe est croissante, cela signifie que le risque de chômage augmente avec le temps.



Source: Auteur sur la base des données de l'ENES, troisième trimestre, 2019

## 3.3 Estimation du modèle semi-paramétrique de Cox (1972)

Pour le modèle semi-paramétrique de hasards proportionnels, la variable dépendante est la probabilité instantanée de sortie du chômage. Les variables explicatives sont introduites sous l'hypothèse que, pour chaque durée de chômage, le rapport de risques entre deux modalités d'une même variable reste constant. Par exemple si, pour une durée de chômage de 1 mois, les hommes sortent deux fois plus rapidement du chômage que les femmes, elles sont également supposées sortir deux fois plus rapidement pour toutes les autres durées de chômage. C'est le rapport de risque qui nous permet de déterminer si une variable indépendante a un effet positif (rapport  $< 1$ ) ou négatif (rapport  $> 1$ ) sur la probabilité de sortie du chômage.

### 3.3.1 Régression semi-paramétrique

*Tableau 3: Paramètres estimés du modèle à hasards proportionnels*

	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z )
Genre	-0.323343	0.723725	0.161769	-1.999	0.04563 *
Situation matrimoniale	-0.303756	0.738041	0.210012	-1.446	0.14807
Formation professionnelle	-0.259301	0.771591	0.086185	-3.009	0.00262 **
Diplôme le plus élevé	-0.245847	0.782041	0.079141	-3.106	0.00189 **
Ages	-0.024956	0.975353	0.006002	-4.158	3.21e-05 ***

	exp(coef)	exp(-coef)	lower .95	upper .95
Genre	0.7237	1.382	0.5271	0.9937
Situation matrimoniale	0.7380	1.355	0.4890	1.1139
Formation professionnelle	0.7716	1.296	0.6517	0.9136
diplôme le plus élevé	0.7820	1.279	0.6697	0.9133
Ages	0.9754	1.025	0.9639	0.9869

Concordance	= 0.811 (se = 0.022 )
Likelihood ratio test	= 48.25 on 5 df, p=3e-09
Wald test	= 45.14 on 5 df, p=1e-08
Score (logrank) test	= 46.97 on 5 df, p=6e-09

**Source:** Estimation de l'auteur sur la base de l'ENES, troisième trimestre, 2019  
 Coéf= $\beta$ =coefficient estimé ; Exp(coéf)= Risque ratio.

$P(Pr(> |Z|))$ = probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse que  $\beta=0$  ;

Seuil de signification : \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* significatif au seuil de 5%, \* significatif au seuil de 10%.

Logiciel utilisé : RStudio, Régression Cox.

Nombre d'observations : n= 221, number of events= 166

#### Taille de l'échantillon

Le nombre total d'observations  $n$  est de 221, ce qui représente le nombre total de cas étudiés. Et le nombre d'événements (number of events) est de 166, ce qui signifie le nombre de personnes qui sont sorties du chômage au cours de l'étude.

#### Tests de significativité globale

La concordance est de 0.811, ce qui indique que le modèle a une bonne capacité à discriminer entre les individus qui sont sortis du chômage et ceux qui ne le sont pas. Pour ce qui concerne le test du rapport de vraisemblance montre que le modèle global est significatif ( $p = 3e - 09$ ). Cela suggère que les variables explicatives dans le modèle ont une influence significative sur la durée de chômage.

Le test de Wald montre également que le modèle global est significatif ( $p = 1e - 08$ ). Le test du score significatif ( $p = 6e - 09$ ), ce qui renforce l'idée que le modèle est approprié

pour expliquer la durée de chômage.

Ce qui montre que l'ajustement du modèle de Cox est très pertinent au seuil 5%. Ces tests évaluent l'hypothèse nulle  $H_0$  selon la quelle tous les bêtas ( $\beta$ ) valent 0. Dans notre cas, les statistiques de test sont étroitement concordantes et l'hypothèse nulle  $H_0$  est solidement rejetée.

### Significativité de l'effet de chaque covariable sur la durée

Les test de Wald pour les covariables Genre, Age, Formation professionnelle et Niveau d'éducation montrent que les coefficients correspondant sont fortement significatif au seuil de 5% (P-values  $\ll$  5%). Contrairement à certaines conclusions (Adjou et Rachid, 2018), le chômage de longue durée, affecterait davantage les diplômés plus élever. Ainsi, les individus n'ayant aucun niveau de formation ont une forte probabilité de sortir assez rapidement du chômage. Ces résultats sont contraires à ceux obtenus par Domoraud (2020). Cela donne une idée sur le type et la qualité de l'emploi occupé, et les femmes sont tendance à rester plus longtemps au chômage. Une explication possible réside sur les disparités en matière d'éducation et de formation peuvent influencer la qualité de la main-d'œuvre disponible. Un écart entre les compétences demandées par les employeurs et celles détenues par les travailleurs peut conduire à un chômage structurel. Ce qui alimente les emplois précaires des travailleurs sans expertise, ni formation professionnelle. Le secteur informel, en particulier les emplois domestiques, occupe la majorité des femmes. Le secteur privé formel, n'offre qu'une faible proportion des emplois (Lautier, 2013). Cette situation est également la résultante d'une forte inadéquation entre la formation et l'emploi. Les politiques en faveur de la baisse du chômage gagneraient en efficacité en privilégiant une révision du système éducatif sénégalais qui intégrerait les préoccupations des entreprises et des professions d'avenir.

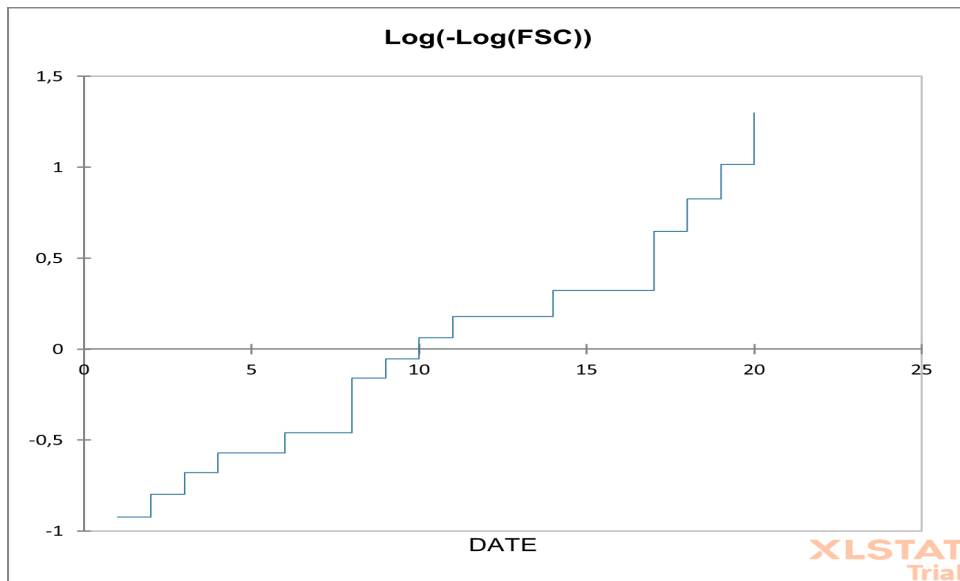
## 3.3.2 Validation du modèle de Cox

Pour valider le modèle on va utiliser la méthode graphique de l'hypothèse de proportionnalité à partir de  $\log(-\log)$  des courbes de survies. Ainsi que, la méthode numérique qui est un test statistique effectués sur la pente de la droite ajustées à la courbe des variables exogènes.

### 3.3.2.1 Méthode graphique:

La figure suivante représente le courbe de  $\log(-\log)$  de la fonction de survie des variables. On constate que la probabilité de sortir du chômage augmente progressivement. Cela, nous conduit à déduire qu'il y a une dépendance de durée positive. Au départ, la probabilité de sortie du chômage est de -0,8534 pour les demandeurs d'emploi qui connaissent de courtes durées de chômage. Ensuite, le risque commence à augmenter graduellement jusqu'atteindre une probabilité de sortie du chômage très forte supérieure à 1 pour les chômeurs avec des durées supérieures à 2 ans.

FIG. 3.5 – Fonction de validation



Source: Auteur sur la base des données de l'ENES, troisième trimestre, 2019

Seul le test graphique n'est pas suffisant pour vérifier avec certitude si l'hypothèse de proportionnalité est respectée. C'est pourquoi, nous allons effectuer le test des résidus de Schoenfeld. Ce test est mis en oeuvre tel que : Pour chaque variable explicative, on cherche à s'assurer que le coefficient associé est stable au cours du temps. Cela revient à effectuer le test d'hypothèse suivant:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_j(t) = \beta_j \\ H_1 : \beta_j(t) \neq \beta_j \end{cases}$$

Cependant, comme le test est à faire sur le modèle global, il se présentera de la manière suivante :

$$\begin{cases} H_0 : \beta(t) = \beta \\ H_1 : \beta(t) \neq \beta \end{cases}$$

On obtient donc le résultat dans la partie méthode numérique.

### 3.3.2.2 La méthode numérique:

Tableau 4: Test de Schoenfeld

	chisq	df	p
Genre	1.54	1	0.215
form professionnelle technique	1.05	1	0.305
diplôme le plus élevé	2.99	1	0.084
Groupes d'âges quinquennaux	71.82	1	<2e-16
GLOBAL	81.51	4	<2e-16

Le test global de validation d'hypothèse de HP conduit à rejeter cette hypothèse parce que certaines covariables ont un effet dépendant du temps. Ce sont diplôme le plus



élevé et Age de l'individu qui conduit à rejeter cette hypothèse nulle (p-values (5%). Compte tenu des données et de la variable introduite dans le modèle de Cox, le test global de l'hypothèse de proportionnalité représenté dans tableau (4) montre que l'hypothèse de HP est rejetée donc la probabilité instantanée de sortir du chômage est proportionnelle pour les modalités des variables telle que le Sexe, Age, Formation professionnelle et diplôme pour toute durée de chômage possible. Donc, l'estimation du test statistique l'hypothèse de proportionnalité de Cox est respectée sur la durée de chômage. Vu que les résultats des tests d'estimation varient beaucoup d'une spécification à l'autre, le risque d'introduire un biais dans notre analyse en acceptant les résultats du modèle de Cox est très minimes.

### Conclusion partielle

L'analyse effectuée à l'aide des estimations des fonctions de survie par la méthode de Kaplan-Meier, et la méthode de Nelson-Aalen, ainsi que l'estimation des modèles semi-paramétriques de hasard proportionnel de Cox pour les variables exogènes montrent que les résultats suggèrent que la formation professionnelle, le niveau de diplôme et l'âge sont des facteurs significatifs dans la détermination de la durée du chômage au Sénégal. Les individus ayant une formation professionnelle, un niveau de diplôme plus élevé et ceux qui sont plus âgés ont tendance à avoir une durée de chômage plus courte. Cependant, le genre et la situation matrimoniale semblent avoir un effet moins important, bien que le genre ait été trouvé significatif, avec les femmes ayant tendance à avoir une durée de chômage légèrement plus longue que les hommes.

---

# Conclusion générale

---

La présente étude (analyse les déterminants de la durée du chômage au Sénégal) a pour objet d'améliorer la connaissance et la compréhension des déterminants de la durée de chômage au Sénégal. Une des questions centrales sur cette problématique est de savoir jusqu'à quel point les caractéristiques personnelles des demandeurs d'emploi influent sur leur sortie du chômage. En ce sens, nous avons appliqués un modèle à risque proportionnel, aux données de l'Enquête nationale sur l'Emploi au Sénégal (ENES) au troisième trimestre 2019 réalisée par l'Agence nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD). Elle reprend la théorie économique de la recherche d'emploi et elle procède à une exploitation statistique d'un échantillon de 222 périodes de chômage observées.

Tous le long de notre étude, on s'est basé sur la modélisation de la durée de chômage au Sénégal dans le but de déterminer les facteurs qui augmentent ou réduisent la sortie du chômage des chômeurs au Sénégal. On a commencé par faire une revue de la théorique pourtant la revue de la littérature et empirique parlant de la méthode de la recherche de d'emplois une estimation, ensuite faire les préliminaires de la fonction de durée de chômage en utilisant l'estimateur non paramétrique de Kaplan-Meier pour les divers sous-groupes des variables exogènes (le sexe, Âge, la situation matrimoniale, niveau d'éducation et le diplôme) et celle de Nelson-Aalen. Ensuite, on a procédé à l'élimination des variables non significatives en utilisant l'estimation du modèle semi-paramétrique " modèle à hasard proportionnel de Cox " dans le but de déduire les variables qui influent sur la chance de sortir du chômage rapidement ou pas pour pouvoir ainsi déduire le modèle approprié de la fonction de risque de sortir du chômage des chômeurs.

Les résultats de l'estimation économétrique aboutissent à des résultats plus ou moins spécifiques au pays. Un grand nombre des résultats de l'étude est en accord avec ceux de travaux empiriques portant sur les marchés de l'emploi dans d'autres pays. En effet, la durée du chômage augmente pour les demandeurs d'emploi plus âgés, pour ceux qui n'ont pas diplômés et d'être une femme. Toujours en accord avec les conclusions d'études comparables, la durée du chômage augmente avec le niveau de formation. Au Sénégal, il ne semble pas y avoir de stratégies de discrimination par rapport à la nationalité ou dans la situation matrimoniale des demandeurs d'emploi. Dénombrer et caractériser les chômeurs de longue durée sont une démarche certes indispensable, mais doivent être complétée par l'examen des modes de sortie du chômage qu'il soit de courte ou de longue durée, pour une mise en place de politiques plus efficaces au Sénégal. Les enquêtes en perspectives auprès de la population pourraient permettre de telles analyses.

Cette étude a donc mis en lumière la relation étroite existante entre la durée de chômage, niveau d'éducation, la situation matrimoniale et aussi l'âge. Les politiques publiques sur

l'éducation devraient donc être intégrées dans une dynamique globale de lutte contre le chômage et sa durée, réduire les coûts liés à la scolarisation voire octroyer des avantages financiers aux ménages qui scolarisent leurs enfants pour qu'ils puissent poursuivre leur éducation jusqu'au moins d'avoir une licence professionnelle. Une politique de cash-transfert pourrait par exemple avoir des effets bénéfiques sur l'éducation. Notre étude a également souligné l'importance des facteurs sociologiques et familiaux qui devraient être pris en compte dans les politiques de lutte contre la discrimination dans les lieux de recrutement. Les femmes mariées sont confrontées à un risque de discrimination dans le marché de travail par le fait qu'on les sous-estime de ne pas pouvoir alterner le travail et les tâches ménagères ce qui mériterait un suivi particulier et des incitations à être pour leurs insertions plus rapides sur le marché.

---

# Bibliographie

- [1] A. Diaw et A. Diaw (2019). "Déterminants de la durée de chômage chez les femmes au Sénégal", *La revue African Development Review*.
- [2] Addison, J. T. et Portugal, P. (2002). Job displacement, relative wage changes, and duration of unemployment. *Journal of Labor Economics*, 20, pp.737-764.
- [3] AGENCE NATIONALE DE LA STATISTIQUE ET DE LA DEMOGRAPHIE (ANSD), *Situation Economique et Sociale du Sénégal* Ed. 2021.
- [33] ATKINSON J. (1984), " Manpower strategies for flexible organization ", *Personnel management*, Vol 16, n° 8, pp. 28-31.
- [5] Bondo, K. K., Chunda, R. K., Kabozya, J. K. W., et Katalay, V. M. (2020). De l'insécurité sur la ville de Lubumbashi suite au taux élevé de chômage. *KAS African Law Study Library*, 7(1), 45-53.
- [6] BONNAL L. D. FOUGERE (1990), Les déterminants individuels de la durée du chômage , *Économie et prévision*, n°96, 1990-5, pp. 45-82.
- [41] BURDETT, K., KIEFER, N. M., MORTENSEN, D. T., NEUMANN, G. R. (1984), " Earnings, unemployment, and the allocation of time over time ", *The Review of Economic Studies*, Vol 51, n°4, pp. 559-578.7.
- [20] CAIN G. G. (1976), " The challenge of segmented labor market theories to orthodox theory: a survey ", *Journal of Economic Literature*, Vol 14, n°4, pp. 1215-1257.
- [9] Cahuc, P., et Zylberberg, A. (2004). *Labor economics (Vol. 2)*. MIT press.
- [36] CARRERE M., JOLY I., ROUSSELIERE D. (2011), "De la longévité coopérative: Une étude de la survie des coopératives agricoles françaises", *Revue internationale de l'économie sociale*, n°320, pp. 8298.
- [36] Cases Chantal, Lollivier Stéfan. Estimation d'un modèle de sortie de chômage à destinations multiples. In: *Économie et prévision*, n°113-114, 1994-2-3. *Études du marché du travail*. pp. 177-187.
- [12] CHORT I. DE VREYER P., MARAZYAN K. (2014), "L'apprentissage au Sénégal, déterminants et trajectoires", *Autrepart*, (3), pp. 175-193.
- [39] COCKX B., DECOSTER A., DEJEMEPPE M., SPINNEWIJN J., VAN DER LINDEN B. (2018), "Une baisse plus rapide des allocations de chômage est-elle à recommander", *Regards économiques. Focus*.
- [39] COURGEAU D., LELIEVRE E.(1990), "L'approche biographique en démographie", *Revue française de sociologie*, 31, n°1, pp.55-74.

- [16] Cox, D. (1972) "Regression models and life tables" *Journal of the Royal Statistical Society* ; 34 ; pp.187-220.
- [16] Diallo, M.A., Diallo, S. (2021). Entre sentiments d'insécurité et d'impunité, les Sénégalais accusent le chômage des jeunes comme principale cause de la délinquance. Dépêche No. 481 d'Afrobarometer.
- [44] Dib, L., El Amin, B. M, et Aicha, A. (2020). Relation entre chômage, croissance, inflation et investissement direct étranger en Algérie. *Journal des Etudes Economiques Contemporaines*, 5(10), 168-183.
- [20] DIAMOND P. (1987), " Consumer differences and prices in a search model ", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol 102, n°2, pp. 429-436.
- [19] Dj.Diop et Sarr.B (2018). "Déterminants de la durée de chômage des jeunes diplômés au Sénégal : une analyse de survie", *La revue International Journal of Social Economics*.
- [20] DOERINGER P., PIORE M. J. (1971), *Internal labor markets and manpower adjustment*, New York: DC Heath and Company.
- [21] Farber, H. S. (1999). Alternative and part-time employment arrangements as a response to job loss. *Journal of Labor Economics*, 17, S142-S169.
- [22] Fábíán, G., et Kònya, I. (2017). Determinants of the duration of unemployment in Hungary: Evidence from a mixed proportional hazard model. *Empirical Economics*, 53, pp. 1677-1702.
- [40] FLAMAND J. (2016), " Dix ans de transitions professionnelles : un éclairage sur le marché du travail français ", Document de travail n° 3, France Stratégie, mars, pp. 1-69.
- [41] FORTIN B., FOUGERE D., LACROIX G. (1999), " The Impact of Government-Sponsored Training Programs on Labour Market Transition ", Document de travail, Cyrano, 1999RP-03.
- [25] FOUGERE D. (2000), " La durée du chômage en France ", *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, pp. 239-259.
- [37] FOUGERE D. (1989), " Recherche d'emploi en présence de contrats de travail de courte durée : modélisation et estimation sur données individuelles ". *Annales d'Economie et de Statistique*, pp. 225-257.
- [33] HECKMAN J., SINGER B. (1984), " A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data ", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 271-320.

- [28] JOUTARD X., WERQUIN P. (1992), " Les déterminants individuels de la durée de chômage : de l'intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires ", *Économie et prévision*, Vol 102, n°1, pp. 143-156.
- [38] KALBFLEISCH J. D., PRENTICE R. L. (1980), *The statistical Analysis of Failure Time Data*, John Willey and Sons, New York, 321 p.
- [41] KIEFER N. M. (1988), " Economic duration data and hazard functions ", *Journal of economic literature*, Vol 26, n°2, pp. 646-679.
- [31] LACHAUD, J. P. (1996), " Croissance économique, pauvreté et inégalité des revenus en Afrique subsaharienne : analyse comparative ", *Centre d'économie du développement*, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- [39] LANCASTER T. (1979), " Econometric Methods for the Duration of Unemployment ", *Econometrica*, vol. 47, n° 4, july, pp. 939-956.
- [33] LANCASTER, K. (1990), " The economics of product variety: A survey ", *Marketing science*, n°9(3), pp. 189-206.
- [39] LANCASTER, T. (1979), " Econometric methods for the duration of unemployment ". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 939-956.
- [36] McCall, J. (1970) " Economics of information and job search " ; *Quarterly Journal of Economics* ; 84 ; pp.113-126.
- [36] Mortensen, D. (1970) " Job search and labor market analysis " ; dans Ashenfelter, O. & Layard, R. (eds), *Handbook of labor economics* ; vol.2 ; Elsevier Science Publisher ; pp.849-919.
- [37] MOREAU A., VISSER M. (1990), " Durée du chômage des jeunes en France ", *Annales d'Economie et de Statistique*, pp. 257-278.
- [38] NAUZE-FICHET E., TOMASINI M. (2002), " Diplôme et insertion sur le marché du travail : approche socio-professionnelle et salariale du déclassement ", *Economie et statistique*, n° 354, pp. 21-48.
- [39] NICKELL S. (1979), " Estimating the Probability of Living Unemployment ", *Econometrica*, vol. 47, n° 5, september, pp. 1249-1266.
- [40] RHUN B., POLLET P. (2011), " Diplôme et insertion professionnelle ", *France, Portrait social*, pp. 41-50.
- [41] STIGLER G. J. (1962). " Information in the labor market ", *Journal of political economy*, Vol 70, n°5, Part 2, 94-105.24(1-2), pp. 63-132.

- 
- [42] Topa, G., Moro-Egido, A. I. et Moreno, R. (2011). The effectiveness of policies to combat job loss: A comparison of the US and Spain. *Journal of Policy Analysis and Management*, 30, pp.864-891.
- [43] Van Ours, J. C., et Stoeldraijer, L. (2011). Age, wage and job duration. *Journal of Population Economics*, 24, pp.149-170.
- [44] Zerbo, A. (2017). Croissance économique et chômage : Les fondements de la loi d'Okun et le modèle IS-LM-LO. Document de travail 176, Groupe d'Economie du Développement/LARE-EFI, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

## Commandes:Modèle de survie

```
#Durée de vie suivant une loi exponentielle de taux 0.9
event.times <- rexp(n=222, rate=0.9)
#Génération de la loi de censure pour les 222 observations
cens.times <- runif(222,0,5)
#Construction du temps observé (minimum entre event.times et cens.times)
obs.times <- pmin(event.times,cens.times)
#Le statut est un vecteur logique qui prend la valeur TRUE
#si l'évènement est observé
status <- as.numeric(event.times<=cens.times)
library(survival)
#le paramètre formula permet de déclarer l'analyse de l'objet de survie
# Pour la variable genre
fit.surv <- survfit(formula = Surv(obs.times,status) ~ Genre, conf.type = "log",data =
base_rt)
summary(fit.surv, time = seq(0,1))
plot(fit.surv, xlab = "Genre ",lty = c(1:3), ylab = "S(t)", mark.time= FALSE, main
= "Courbe de survie Kaplan-Meier")
curve(exp(-1.4097*x), add = TRUE, col="blue")
legend("topright", legend = c("Femme=0","Homme=1"), lty =(1:3))
#Pour la variable situation matrimoniale
fit.surv <- survfit(formula = Surv(obs.times,status) ~ Situation_matrimoniale,
conf.type = "log",data = base_rt)
summary(fit.surv, time = seq(0,1))
plot(fit.surv, xlab = "Situation_matrimoniale ",lty = c(1:3), ylab = "S(t)",
mark.time= FALSE, main = "Courbe de survie Kaplan-Meier")
curve(exp(-1.8724*x), add = TRUE, col="blue")
legend("topright", legend = c("Non marié=0", "Marié=1"), lty =(1:3))
```

## Commandes:Modèle de Cox

```
install.packages("survival")
library(survival)
#estimation des paramètre de Cox
#Durée de vie suivant une loi exponentielle de taux 0.9
```



---

```
event.times <- rexp(n=222, rate=0.9)
#Génération de la loi de censure pour les 222 observations
cens.times <- runif(222,0.5)
#Construction du temps observé (minimum entre event.times et cens.times)
obs.times <- pmin(event.times,cens.times)
#Le statut est un vecteur logique qui prend la valeur TRUE
#si l'évènement est observé
status <- as.numeric(event.times<=cens.times)
library(survival)
#ajustement du modèle de Cox
modelecox2 <- -coxph(Surv(Temp, status) ~ Genre +
  Situationmatrimoniale + form_professionnelletechnique + diplmelepluslev +
  Groupesd'agesquinquennaux, data = base)
summary(modele cox2) #Tracer et test des résidus de Schoenfeld res
. res.c=cox.zph(modele cox2) par(mfrow=c(1,5)) plot(res.c) #Estime la fonction de
hasard de la base
basehaz(modele cox2) plot(basehaz(modele cox2), main="fonction de hasard de base",
type="l") plot(basehaz(modele cox2), main="fonction de hasard de base", type="l")
#Examen de la colinéarité : ici, il y en a peu
cor(base[,3:9])
```

**TABLEAU 1: STATISTIQUES DESCRIPTIVES**

	Plage	Min	Max	Somme	Moyenne	Ecart type	Variance
diplôme élevé	8	0	8	179	0,81	1,178	1,388
form professionnelle	4	0	4	814	3,67	0,911	0,830
Genre	1	0	1	93	0,42	0,494	,245
Agés	75	9	84	5948	26,79	19,979	399,179
Situation matrimoniale	1	0	1	63	0,28	0,452	0,204
Chom du mom	1	0	1	11	0,05	0,218	0,047

**TABLEAU 4: LISTE DES VARIABLES UTILISÉES**

variable	Définition variable	Description de la variable	Nom dans la base de données
Age	Classe d'âge 1 : [15-20[ans Classe d'âge 2 : [20-25[ans Classe d'âge 3 : [25-30[ans Classe d'âge: [30-35[ans Classe d'âge 5 : [35-40[ans Classe d'âge 6 : [40-45[ans Classe d'âge 7 : [45[ans ou plus	Non=0/Oui=1 Non=0/Oui=1 Non=0/Oui=1 Non=0/Oui=1 Non=0/Oui=1 Non=0/Oui=1 Non=0/Oui=1	b4classe
Formation	Niveau Formation	Aucune formation Enseignement primaire Enseignement supérieur Brevet d'apprentissage Enseignement technique Enseignement professionnel Enseignement secondaire Brevet maîtrise artisanale	b36   b39
Genre	Sexe	Femme=0 Homme=1	b3
Mariés	Statut matrimonial	Pas marié=0 Marié=1	b14

**Tableau 6:** Estimation de la fonction de survie (Kaplan-Meier) du modèle.

<b>temp</b>						
time	n.risk	n.event	survival	std.err	lower 95% CI	upper 95% CI
0.00	128	0	1.000	0.0000	1.000	1.000
0.01	124	4	0.969	0.0154	0.939	0.999
0.02	124	0	0.969	0.0154	0.939	0.999
0.03	122	1	0.961	0.0171	0.928	0.995
0.04	122	0	0.961	0.0171	0.928	0.995
0.05	122	0	0.961	0.0171	0.928	0.995
0.06	120	1	0.953	0.0187	0.917	0.990
0.07	119	1	0.945	0.0202	0.906	0.985
0.08	119	0	0.945	0.0202	0.906	0.985
0.09	118	1	0.937	0.0215	0.896	0.980
0.10	118	0	0.937	0.0215	0.896	0.980
0.11	118	0	0.937	0.0215	0.896	0.980
0.12	117	1	0.929	0.0228	0.886	0.975
0.13	114	3	0.905	0.0260	0.856	0.958
0.14	113	1	0.897	0.0270	0.846	0.952
0.15	113	0	0.897	0.0270	0.846	0.952