Région et Développement
n° 64-2026
www.regionetdeveloppement.org

Accès à l'emploi salarié en Côte d'Ivoire : une analyse par un modèle Logit séquentiel

Amos Herbert AGOH*

Résumé - Cet article analyse les déterminants de l'accès à l'emploi salarié en Côte d'Ivoire à partir des théories de la segmentation (Doeringer et Piore, 1971) et de la prospection du marché du travail (McCall, 1970). Exploitant les données de l'Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel de 2018, les résultats d'un modèle Logit séquentiel montrent que l'âge (l'expérience) et surtout le niveau d'éducation jouent un rôle déterminant : les titulaires du baccalauréat (32,2 %), du premier cycle universitaire (35,8 %) et du deuxième cycle (32,8 %) ont une probabilité plus élevée d'accéder au secteur public. À l'inverse, le secteur privé favorise davantage les hommes et les résidents en milieu urbain, à Abidjan notamment. Les réseaux de connaissances, les démarches directes auprès des employeurs et les services de placement apparaissent comme les canaux les plus efficaces d'accès au salariat privé.

Classification JEL

J42 ; J45 ; I26 ; O55

Mots clés
Modèle Logit séquentiel
Marché du travail
Emploi salarié
Côte d'Ivoire

Nous remercions les rapporteurs pour leurs remarques qui ont permis d'améliorer la qualité de cet article.

* Laboratoire d'Economie Publique (LEP), Faculté des Sciences économiques et de Gestion, Université Cheikh Anta Diop-Dakar, Sénégal ; agohherbert@gmail.com

INTRODUCTION

Au cours des dernières décennies, la Côte d'Ivoire s'est imposée comme l'une des principales économies de l'Afrique de l'Ouest, enregistrant des taux de croissance soutenus (Ouguehi et Bamba, 2025), oscillant entre 6 % et 7 % par an (Chouhaibi, 2024). Toutefois, les résultats macroéconomiques masquent des dysfonctionnements structurels persistants : le marché du travail demeure profondément marqué par la précarité des emplois et par des difficultés récurrentes d'accès au secteur formel. Si le taux de chômage officiel apparaît relativement faible (2,4 % en 2023, contre une moyenne de 4,6 % entre 1991 et 2024), cette statistique ne reflète pas la réalité d'un sous-emploi massif et d'un recours généralisé à l'emploi informel (Kouakou et Yapo, 2025; Kramo, 2020).

De manière générale, le marché du travail ivoirien est fortement marqué par une division persistante entre un secteur formel restreint, offrant des conditions relativement stables, et un secteur informel qui concentre la majorité des emplois (Caningan, 2024; Kouame et Kadjo, 2024). Cette situation est aggravée par la saturation du segment salarial urbain**,** incapable d'intégrer les flux croissants de jeunes actifs en raison de la forte croissance démographique (Agoh et Kane, 2025a, 2025b). En 2019, seuls 31,7 % des diplômés de l'enseignement supérieur accèdent à un emploi salarié à la fin de leur formation, un taux similaire à celui des sortants de la formation professionnelle (Kouakou, 2020; Kouakou et Yapo, 2025). L'analyse du marché du travail par le MPJIPSC (2021) montre une faible disponibilité d'emplois salariés, avec un taux de salarisation de 23%. Malgré l'adoption de politiques publiques, comme la Stratégie Nationale pour l'Insertion et l'Emploi des Jeunes (SNIEJ 2016-2020)**,** l'accès à l'emploi salarié, perçu comme un gage de sécurité sociale et d'inclusion économique, demeure fortement limité par des contraintes à la fois structurelles et conjoncturelles. Cette situation découle en grande partie d'un décalage persistant entre les compétences acquises et les besoins réels des entreprises, ce qui illustre le phénomène dit de « croissance sans emploi » en Afrique de l'Ouest (Banque mondiale, 2019).

Ce travail s'interroge sur le processus expliquant l'accès à l'emploi salarié formel en Côte d'Ivoire. Il mobilise un modèle Logit séquentiel, afin d'analyser les étapes du processus d'insertion et d'identifier les facteurs déterminant la probabilité de réussir chaque transition vers l'emploi salarié public ou privé. La suite de cet article est composée comme suit : la section 1 présente la revue de la littérature théorique et empirique, la section 2 est consacrée à la méthodologie et la section 3 discute les résultats.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

1.1. Soubassements théoriques

L'accès à l'emploi salarié repose sur la théorie du capital humain, selon laquelle les investissements en éducation et en expérience accroissent la productivité et améliorent la compétitivité des individus sur le marché du travail (Becker, 1964 ; Mincer, 1974, 1994). Dans un contexte d'information imparfaite, cette productivité n'est pas directement observable, ce qui conduit les employeurs à s'appuyer sur des signaux éducatifs (diplômes, certifications, expériences professionnelles) pour évaluer les candidats sur le marché du travail (Spence, 1973). Ces signaux, coûteux

à acquérir, servent de mécanismes de différenciation, tandis que les entreprises recourent à divers dispositifs (tests, concours, entretiens ou critères d'ancienneté) pour réduire les risques de sélection adverse (Stiglitz, 1975, 1982). Ainsi, les asymétries d'information expliquent en partie pourquoi, à compétences égales, certains individus accèdent plus facilement à des emplois salariés formels que d'autres demandeurs d'emploi.

Au-delà de ces attributs individuels, la théorie du marché du travail avec frictions de recherche et d'appariement (McCall, 1970 ; Mortensen, 1970 ; Diamond, 1982 ; Pissarides, 2000) met en évidence les contraintes structurelles qui encadrent la démarche de recherche d'emploi. Les individus disposent d'informations incomplètes sur les postes disponibles et doivent supporter des coûts de recherche, rendant le processus séquentiel et incertain. Dans ce cadre, le comportement de recherche peut être décrit comme une démarche hiérarchisée et séquentielle : les individus orientent d'abord leurs efforts vers le secteur public, perçu comme un secteur d'activité offrant des emplois plus stables (Thurow, 1975), mieux rémunérés et assortis d'avantages non salariaux (sécurité de l'emploi, protection sociale). En cas d'échec ou de délais d'attente prolongés, ils réorientent leurs efforts vers le secteur privé, plus concurrentiel, flexible et sensible aux fluctuations économiques. Cette logique séquentielle traduit une rationalité économique sous contrainte d'incertitude et d'inégal accès à l'information, tout en intégrant les préférences individuelles liées à la sécurité, au prestige ou au revenu espéré. Ainsi, il est important de se référer ici à la théorie de la segmentation du marché du travail (Doeringer et Piore, 1971) qui éclaire davantage cette dualité sectorielle. Le secteur public, assimilé au segment primaire, est marqué par des règles institutionnelles rigides, des barrières d'entrée (concours, statuts, conditions de diplôme) et une faible mobilité, alors que le secteur privé, segment secondaire, se caractérise par une flexibilité accrue, une mobilité horizontale plus forte et une incertitude plus élevée. Cette dualité institutionnelle engendre une hiérarchisation des opportunités, orientant la recherche d'emploi selon les caractéristiques individuelles et les structures d'incitation propres à chaque secteur. Les modèles de salaire d'efficience (Keynes, 1936; Shapiro et Stiglitz, 1984; Solow, 1979) montrent en outre que les entreprises publiques peuvent fixer des salaires supérieurs au niveau du marché pour accroître la productivité et réduire le turnover, ce qui entraîne la limitation des postes et renforce la sélectivité à l'entrée du secteur public.

Par ailleurs, les approches de la théorie du capital social (Granovetter, 1973) insistent sur le rôle des réseaux de relations et de la recommandation dans l'accès à l'emploi salarié. Ces réseaux permettent de contourner partiellement les frictions informationnelles en diffusant des informations privilégiées et en réduisant les coûts d'appariement. Ainsi, dans un contexte de rareté de l'emploi formel, le capital social devient un complément au capital humain dans la compétition pour les postes salariés.

En définitive, l'accès à l'emploi salarié, qu'il soit public ou privé, résulte d'une interaction dynamique entre les caractéristiques individuelles (éducation, expérience, capital social) (Arrow, 1973; Becker et Geer, 1957) et les caractéristiques sectorielles (réglementation, structure de rémunération, niveau de concurrence) (Lindbeck et Snower, 1986). Cette interaction s'inscrit dans une démarche séquentielle de recherche où les individus, rationnels mais contraints, arbitrent entre stabilité et flexibilité, prestige et risque, selon les conditions spécifiques de chaque segment du marché du travail.

1.2. Les approches empiriques

L'accès à l'emploi salarié dépend des facteurs individuels et sectoriels selon les pays en développement. En Côte d'Ivoire, Kouamé et Pierre (2024), à travers un modèle probit multinomial, montrent que le mariage et un niveau de qualification supérieur accroissent significativement les chances d'intégrer le secteur formel, contrairement aux individus faiblement qualifiés ou sans expérience. Ces résultats sont confirmés par Kouamé et Kadjo (2024), qui soulignent le rôle positif de l'éducation secondaire et l'enseignement supérieur, de l'avantage d'être localisé en milieu urbain (Abidjan) et du genre masculin, tandis que la résidence rurale et l'expérience antérieure dans l'informel constituent des freins, en cohérence avec la théorie de la signalisation. Dans le cas ghanéen, Twumasi et al. (2024) révèlent que l'éducation post-primaire, le statut de chef de ménage et la migration peuvent réduire paradoxalement l'accès au secteur formel. Soukri et Khomsi (2025) soulignent, pour leur part, l'effet causal des compétences et du capital humain, confirmant la valeur des certifications crédibles. C'est dans cette même perspective qu'O'Clery et al. (2024), en Colombie, ont montré que les milieux urbains industriels favorisent la croissance de l'emploi salarié formel.

Au-delà du rôle des diplômes, les dispositifs d'appariement et de réduction des frictions de recherche constituent des leviers majeurs pour améliorer l'accès aux emplois salariés formels. À Addis-Abeba, Abebe (2024) et Asres et Abebe (2024), montrent qu'un atelier d'aide à la candidature et la certification de compétences accroissent significativement la probabilité d'accéder à un emploi formel en contrat à durée indéterminée un an après l'intervention, tout en augmentant les revenus de 25 % quatre ans plus tard. De même, Chiplunkar et Banerjee (2023) soulignent, en Inde, que l'apport d'informations sur les préférences des candidats améliore la qualité des appariements, tandis qu'en Afrique du Sud, Collier (2023) observe que les lettres de recommandation élèvent l'emploi féminin. Ces travaux confirment l'importance de signaux simples et crédibles, adossés à des services publics de l'emploi performants, dans l'intégration au marché formel.

La formalisation des secteurs d'activité influence également les comportements d'offre de travail et l'accès des travailleurs à des emplois plus stables, mieux rémunérés et socialement protégés (L'Horty, 2025). Dans les économies caractérisées par une forte prédominance de l'auto-emploi et de l'informalité, l'existence de contrats écrits, de procédures administratives formalisées et de mécanismes de certification des compétences constitue un signal de stabilité susceptible d'orienter les individus vers le salariat formel (Banque mondiale, 2022). À cet égard, Cerra et al. (2021) ajoutent que les contraintes de mobilité réduisent l'accès des travailleurs aux opportunités d'emploi. Dans cette perspective, l'intermédiation publique et la certification professionnelle (Albandea et al., 2026) apparaissent comme un levier favorisant l'offre d'emplois salariés formels.

Cependant, l'accès à l'emploi salarié formel demeure limité en raison de divers obstacles structurels et institutionnels. La faible accumulation de capital humain constitue un frein majeur à l'accès à l'emploi salarié. En effet, ces gradients éducatifs réduisent la probabilité d'accéder au formel et induisent des conditions salariales défavorables lors des transitions emploi formel-informel. Les discriminations constituent aussi un autre frein. Lippens et al. (2023) montrent des écarts de rappels liés au genre et à l'origine. Cette forme de discrimination se prolonge au-delà du genre. Adair et al. (2024) et Roy (2024) montrent que les

personnes handicapées connaissent certaines difficultés en matière d'employabilité, autant en matière d'accès que de maintien en emploi. Ce désavantage persiste malgré l'existence d'une réelle productivité. Abel et al. (2020) indiquent dans une étude sur l'Afrique du Sud que des signaux tangibles relatifs aux compétences ou à l'expérience professionnelle peuvent atténuer partiellement des biais discriminatoires. En Inde, Bahl et Sharma (2024) soulignent que le désalignement entre éducation et occupation affecte davantage les travailleurs informels, mais demeure un déterminant des salaires dans le formel, traduisant des barrières qualitatives. Enfin, Kouakou et Kadjo (2019) montrent qu'en Côte d'Ivoire être jeune femme, célibataire, peu diplômée, d'un milieu rural ou sans expérience réduit significativement l'accès au salariat formel.

2. MÉTHODOLOGIE ET MODÈLE

2.1. Cadre d'analyse

Nous prenons appui sur la théorie de la segmentation du marché du travail de Doeringer et Piore (1971), qui met en évidence la coexistence de segments primaire et secondaire, marqués par des inégalités d'accès et de conditions d'emploi, ainsi que la théorie de la prospection du marché du travail de McCall (1970), qui souligne les mécanismes de recherche d'emploi et l'appariement emploi-travailleur. Combinées, elles offrent un cadre pertinent pour analyser l'accès à l'emploi salarié en Côte d'Ivoire.

Dans la suite de cette section, nous cherchons à évaluer le processus de recherche d'emploi salarié à partir d'un modèle Logit séquentiel. La décision est structurée en niveaux séquentiels, comme l'illustre la figure 1. D'abord, l'individu *i* participe au marché du travail (actif, occupé ou non). S'il est actif et occupé, il choisit entre le secteur public et le secteur privé. S'il occupe un emploi dans le secteur public, nous concluons que l'individu occupe un emploi salarié. S'il travaille dans le secteur privé, deux options s'offrent à lui : emploi salarié ou emploi indépendant.

Niveau 1 : participation au marché du travail et occupation : (occupation = 1) ou (non-occupation = 0).

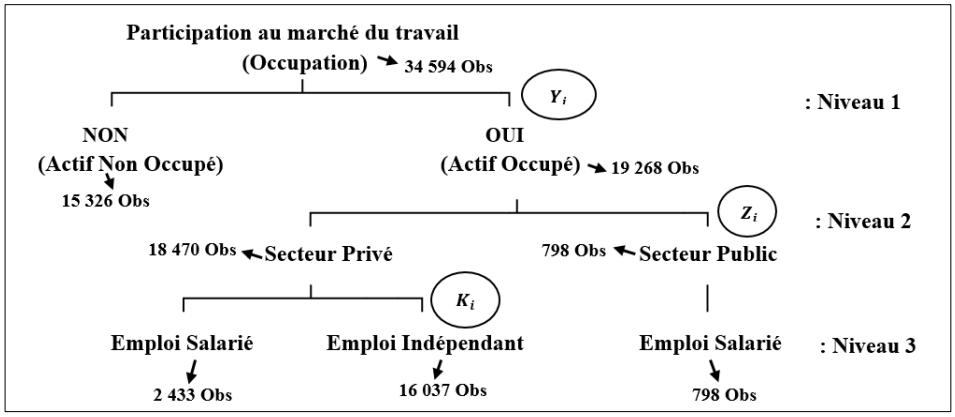
Niveau 2 : conditionnel à (occupation = 1) du niveau 1 : secteur d'activité (public = 1, privé = 0).

Niveau 3 : conditionnel au secteur privé du niveau 2 : statut d'emploi dans le secteur privé (emploi salarié = 1, indépendant = 0).

Nous respectons strictement les contraintes ainsi énoncées pendant les différentes estimations des modèles afin de corriger tous les biais de sélection. L'intérêt principal porte sur la recherche d'un emploi salarié, ce qui correspond à l'état final dans le secteur privé (ou public, selon le cas). Nous considérons ainsi la prise de décision comme un processus hiérarchique à plusieurs niveaux (la figure 1 illustre l'arbre de décision).

L'objectif consiste à estimer la probabilité d'accéder à un emploi salarié, qu'il soit dans le secteur privé ou public, en la considérant comme le produit de probabilités conditionnelles successives. Ce cadre méthodologique explicite le processus de sélection en amont et permet d'identifier les déterminants propres à chaque étape du cheminement vers ce statut d'emploi.

Figure 1 : Processus d'occupation d'un emploi salarié



Source : Auteur.

Notre modélisation séquentielle est inspirée des travaux de Halfaoui et Touati-tliba (2005), eux-mêmes fondés sur l'approche développée par Maddala (1983) dans l'analyse du modèle Logit séquentiel. On associe aux trois variables (observables) Y_i, Z_i et K_i, trois variables latentes (non observables) Y_i^*, Z_i^* *et* K_i^* telles que :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \text{ et } Z_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } Z_i^* \leq 0 \end{cases} \quad K_i = \begin{cases} 1 & \text{si } K_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } K_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{1}$$

où Y_i^*, Z_i^* et K_i^* s'expriment respectivement par les trois modèles linéaires suivants :

$$Y_i^* = \beta' X^i + \mu_i \;\; ; \;\; Z_i^* = \alpha' X^i + \varepsilon_i \;\; \text{et} \;\; K_i^* = \alpha' X^i + \in_i ; \; i = 1,2, \dots, n \tag{2}$$

où β et α sont des vecteurs de paramètres à estimer, X^i est un vecteur de caractéristiques individuelles, μ_i, ε_i et $\in_i$ sont des termes d'erreurs aléatoires.

Dans un modèle séquentiel, chaque niveau nécessite l'estimation par la maximisation de la fonction de vraisemblance. Pour le premier niveau, on écrit :

$$P(Y_i = 1) = P(Y_i^* > 0) = P(\beta' X^i + u_i > 0) = P(u_i > -\beta' X^i) = 1 - F(-\beta' X^i) \tag{3}$$

où $F(.)$ est la fonction de répartition de la fonction de vraisemblance, définie par :

$$L(\beta; X^i) = \prod_{y_i=0} F(-\beta' X^i) \prod_{y_i=1} \left(1 - F(-\beta' X^i)\right) \tag{4}$$

$$L(\beta; X^i) = \prod_{i=1}^{n} \left(F(-\beta' X^i)\right)^{1-y_i} \left(1 - F(-\beta' X^i)\right)^{y_i} \tag{5}$$

On exprime alors le logarithme de la fonction de vraisemblance comme suit :

$$l(\beta; X^i) = \ln(L) = \sum_{i=1}^{n} (1 - Y_i) \ln\left(F(-\beta' X^i)\right) + \sum_{i=1}^{n} Y_i \ln\left(1 - F(-\beta' X^i)\right) \tag{6}$$

La spécification fonctionnelle de F(.) dépend des hypothèses retenues quant à la distribution du terme d'erreur μ_i. Deux alternatives sont généralement envisagées : l'utilisation de la fonction de distribution normale ou celle de la fonction logistique. Bien que ces deux approches produisent des estimateurs de proportions, le modèle

Logit est privilégié dans la pratique, dans la mesure où il offre une expression explicite et fermée de la fonction de répartition. Dans ce cadre, et conformément à Halfaoui et Touati-Tliba (2005), il est supposé que le terme d'erreur suit une loi logistique, dont la fonction de répartition s'écrit :

$$F(u) = \frac{\exp(u)}{1+\exp(u)} \tag{7}$$

où $f(.)$ est la densité de la loi logistique.

Pour estimer les probabilités de participation au marché du travail, de choix du secteur d'activité, ainsi que le statut d'emploi à l'aide d'un modèle Logit séquentiel, on écrit :

Niveau 1 : probabilité d'occupation : (occupation = 1) ou (non-occupation = 0).

$$P(Y_i = 1) = F(\beta' X^i) \tag{8}$$

$$P_{(Occ=1|X)} = \Lambda(X_1'\beta_1) = \frac{\exp(X_1'\beta_1)}{1+\exp(X_1'\beta_1)} \qquad \text{avec } \beta_1 X_1' = \frac{P_1}{1-P_1} \tag{9}$$

où P_1=P(occupation =1), X_1' vecteur des variables explicatives de l'occupation.

Niveau 2 : probabilité de choisir un secteur d'activité par le modèle Logit binaire (secteur public=1, secteur privé= 0) : conditionnel à (Occupation = 1) du niveau 1.

Si l'individu i trouve un emploi dans le secteur public, cet emploi est considéré comme un emploi salarié et le processus s'arrête.

$$P(Y_i = 1, Z_i = 1) = F(\alpha' X^i) F(\beta' X^i) \tag{10}$$

Si l'individu i trouve un emploi dans le secteur privé, le processus continue et l'emploi n'est pas forcément salarié. La probabilité est donc :

$$P(Y_i = 1, Z_i = 0) = F(\alpha' X^i) F(-\beta' X^i) \tag{11}$$

$$P_{(Privé \mid Occ=1,X)} = \Lambda(X_2'\beta_2) \quad avec\ \beta_2 X_2' = \frac{P_2}{1-P_2} \tag{12}$$

avec P_2= P(secteur privé |occupation =1), X_2' vecteur des variables explicatives de l'occupation dans le secteur privé.

Niveau 3 : probabilité de choisir un statut d'emploi dans le secteur privé à travers le modèle Logit binomial, conditionnel au secteur privé du niveau 2. L'indice j correspond au statut d'emploi dans le secteur privé {1 : emploi salarié et 0 : emploi indépendant}.

$$P(Y_i = 1, Z_i = 0, K_i = \text{n}) = F(\alpha' X^i) F(-\beta' X^i) F(\alpha' X^i) \quad i = 1,2,\dots,n. \tag{13}$$

$$P_{(Statut\ d'emploi=j \mid Privé,\ Occ=1,X)} = \frac{exp(X_3'\beta_{3j})}{\sum_k exp(X_3'\beta_{3k})} \quad avec\ \beta_3 X_3' = \frac{P_3}{1-P_3} \tag{14}$$

avec P_3=P(statut d'emploi | secteur privé, occupation=1), incluant des variables explicatives.

Comme dans le modèle Logit ordinaire, pour le modèle séquentiel, l'impact d'une variable explicative sur les probabilités individuelles d'appartenir à un groupe

donné n'est pas linéaire en β et α mais dépend des caractéristiques individuelles. Pour déterminer cet impact on écrit :

$$\frac{\partial P(Y_i=1)}{\partial X_s^i} = \beta_s f(\beta' X^i) F(-\beta' X^i) \quad (15)$$

$$\frac{\partial P(Z_i=0)}{\partial X_s^i} = -F(-\beta' X^i) f(-\alpha' X^i)[\beta_s F(\beta' X^i) + \alpha_s F(\alpha' X^i)] \quad (16)$$

$$\frac{\partial P(K_i=\mathrm{n})}{\partial X_s^i} = \frac{\partial^2 P(Z_i=0)}{(\partial X_s^i)^2} \quad (17)$$

Ainsi, la probabilité conjointe d'être salarié privé s'écrit :

$$P(\, salarié\ privé \mid X\,) = P(\, Occ = 1 \mid X\,) \times P(\, Privé \mid Occ = 1, X\,) \times P(salarié \mid Privé, Occ = 1, X) \quad (18)$$

En effet, la qualité d'ajustement du modèle est testée par le rapport du maximum de vraisemblance qui s'écrit de la manière suivante :

$$W = -2\ln\,(L_0/L) \sim \chi_d^2 \quad (19)$$

où :

L_0 = La valeur maximale de la vraisemblance sous l'hypothèse que les coefficients des variables sont nuls.
L = La valeur maximale de la vraisemblance du modèle.
d = Nombre de variables du modèle.

Lorsque $W > \chi_d^2(1-\alpha)$, le modèle est significatif à un seuil α. Pour les modèles à variables qualitatives, la qualité d'ajustement est souvent mesurée par le coefficient de MacFadden (MFC) :

$$MFC = \left[\frac{\sum_{m=1}^{M}(N_{mm}/N) - (N_m/N)^2}{1 - \sum_{m=1}^{M}(N_m/N)^2}\right] \quad (20)$$

où :

N = Nombre total d'observations.
N_{mm} = Nombre d'individus correctement prédits par le modèle pour le groupe m.
N_m = Nombre d'individus pour lesquels le groupe est effectivement m.

2.2. Discussion de l'endogénéité dans les modèles empiriques

Le traitement de l'endogénéité constitue une étape indispensable dans l'estimation des modèles de choix discrets tels que le Logit binaire et le Logit multinomial, en particulier lorsque certaines variables explicatives présentent un caractère potentiellement endogène. Comme le soulignent Heckman (1979) et Semykina & Wooldridge (2010), la violation de l'hypothèse d'exogénéité stricte entraîne des biais et une inconsistance des estimateurs du maximum de vraisemblance, compromettant ainsi la validité causale des résultats.

Dans le cadre de cet article, plusieurs sources d'endogénéité sont évidentes. En effet, la simultanéité ou causalité inverse est susceptible d'affecter certaines variables explicatives. Par exemple, dans cette analyse du marché du travail, des variables telles

que l'occupation au marché du travail, le choix de secteur d'activité, le statut d'emploi peuvent être conjointement déterminées avec les variables exogènes. Ce phénomène est documenté par Angrist & Pischke (2009), qui montrent que l'absence de traitement de cette simultanéité conduit à des estimations biaisées des effets marginaux. De plus, l'omission des variables pertinentes constitue une source majeure d'endogénéité. Des facteurs inobservables peuvent influencer simultanément les choix des individus sur le marché du travail, comme l'ont démontré Becker (1964) et Griliches (1977). Quant aux erreurs de mesure, comme théorisé par Hausman (1978) dans son test de spécification économétrique, elles peuvent induire à une corrélation entre les variables explicatives et le terme d'erreur.

Face à ces différentes sources d'endogénéité, la littérature récente sur les modèles non linéaires préconise les variables instrumentales (IV) pour purger l'endogénéité via des approches comme les moindres carrés en deux étapes (2SLS) ou la fonction de contrôle (CF). Dans le cas des modèles Logit simple, l'utilisation de variables instrumentales nécessite des méthodes spécifiques, telles que l'approche par fonction de contrôle (*control function approach*) – développée par McFadden (1974) et Newey (1987) – pour les modèles de choix discrets. Petrin & Train (2010) confirment l'efficacité de cette approche CF pour les choix discrets : on régresse d'abord la variable endogène sur l'instrument en première étape (OLS, probit ou Logit selon la nature), puis on inclut les résidus dans le modèle à estimer de seconde étape, restaurant la consistance. Cette approche est particulièrement appropriée lorsque la variable dépendante est qualitative et que les méthodes classiques des moindres carrés en deux étapes ne sont pas directement applicables. Ce qui correspond au cas que nous traitons dans cet article. Cependant, Grange et al. (2024) critiquent le biais persistant des constantes modales dans CF pour le Logit multinomial (MNL), proposant des alternatives basées sur des conditions de moments ou une estimation en deux étapes hybride, testées sur des données simulées de choix de transport.

Dans la base ERI-ESI 2018 de la Côte d'Ivoire, l'instrument « grappe » (identifiant du cluster d'échantillonnage géographique, typique des enquêtes ménages régionales UEMOA) satisfait les critères d'un bon IV : corrélé aux variables endogènes via effets de pairage local, mais exogène au terme d'erreur individuel sous l'hypothèse d'absence de chocs idiosyncratiques corrélés. Cette variable « grappe » satisfait potentiellement les deux conditions fondamentales d'un bon instrument, telles que formalisées par Hansen (1982) : (i) la condition de pertinence, selon laquelle l'instrument doit être corrélé avec la variable endogène, et (ii) la condition d'exogénéité, qui exige l'absence de corrélation entre l'instrument et le terme d'erreur de l'équation structurelle.

Empiriquement, la stratégie d'estimation adoptée repose sur une procédure en deux étapes. D'abord, la variable endogène est régressée sur l'instrument « grappe » et l'ensemble des variables exogènes. Cette étape permet de capter la composante exogène de la variable endogène. Ensuite, les résidus issus de cette régression sont introduits dans le modèle Logit (Grange et al., 2024). Comme le montre Chandra (2019), la significativité de ces résidus constitue un test direct de l'endogénéité, tandis que leur inclusion permet de corriger le biais.

Dans l'analyse séquentielle de l'accès à l'emploi salarié en Côte d'Ivoire à partir de l'enquête ERI-ESI 2018, certaines variables explicatives présentent un risque d'endogénéité. Le diplôme est soupçonné d'être endogène en raison d'un biais d'aptitude non observée : les individus les plus motivés ou dotés de meilleures capacités présentent un meilleur niveau d'éducation et accèdent plus facilement à

l'emploi salarié. Le choix des modes de recherche d'emploi est également potentiellement endogène, car il dépend des réseaux sociaux, des contraintes financières et des anticipations de recrutement sur le marché du travail, ainsi que du choix du secteur d'activité – ce qui influence simultanément l'insertion professionnelle. Concernant le statut professionnel des parents, il peut générer une endogénéité liée à la transmission intergénérationnelle du capital social, économique et informationnel, affectant à la fois les stratégies d'insertion et les probabilités d'accès à l'emploi salarié. Cela nous amène à porter un regard particulier sur ces variables afin d'éviter des résultats fallacieux.

Dans le cas spécifique du Logit, cette correction est essentielle pour garantir la cohérence des probabilités associées aux différentes modalités de la variable dépendante et permet d'éviter une mauvaise interprétation des effets marginaux relatifs (comme le soulignent Brewer et al., 2012).

Finalement, l'intégration d'un instrument pertinent tel que la variable « grappe », combinée à une approche par fonction de contrôle adaptée aux modèles non linéaires, permet de traiter efficacement les problèmes d'endogénéité. Cette démarche méthodologique renforce la robustesse des estimations et assure que les relations mises en évidence reflètent des effets causaux crédibles, conformément aux recommandations de la littérature économétrique.

2.3. Spécification des modèles empiriques

Pour mieux analyser le processus de recherche d'un emploi salarié avec le modèle Logit séquentiel, nous allons estimer trois modèles de base dont le premier analyse les déterminants des actifs occupés après leur participation au marché du travail, le second modèle analyse le choix de secteur d'activité des individus occupés et le dernier modèle étudie les caractéristiques liées au statut d'emploi dans le secteur privé formel.

Equation 1 : analyse des déterminants du choix d'occupation d'un individu sur le marché du travail :

$$\begin{aligned}\text{Occupation_emploi}_{ij} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Sexe}_{ij} + \alpha_2 \text{Diplôme}_{ij} + \alpha_3 \text{Âge_groupi}_{ij} \\ & + \alpha_4 \text{CatégSocioPrf_PM}_{ij} + \alpha_5 \text{Mode_recherche_emplo}_{ij} \\ & + \alpha_6 \text{Mil_Résidence}_{ij} + \alpha_7 \text{Type_chômage}_{ij} + \alpha_8 \lambda_{ij} + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (21)$$

Equation 2 : analyse des déterminants du choix de secteur d'activité :

$$\begin{aligned}\text{Secteur_Activité}_{(ij \,/\, \text{Occupation_emploi}_{ij})} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Sexe}_{ij} + \alpha_2 \text{Diplôme}_{ij} \\ & + \alpha_3 \text{Âge_groupi}_{ij} + \alpha_4 \text{CatégSocioPrf_PM}_{ij} + \alpha_5 \text{Mil_Résidence}_{ij} \\ & + \alpha_6 \text{Mode_recherche_emplo}_{ij} + \alpha_7 \text{Type_chômage}_{ij} + \alpha_8 \lambda_{ij} \\ & + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (22)$$

Equation 3 : analyse des déterminants du statut de l'emploi salarié :

$$\begin{aligned}\text{Statut_Emploi}_{ij} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Sexe}_{ij} + \alpha_2 \text{Diplôme}_{ij} + \alpha_3 \text{Âge_groupi}_{ij} \\ & + \alpha_4 \text{CatégSocioPrf_PM}_{ij} + \alpha_5 \text{Mode_recherche_emplo}_{ij} \\ & + \alpha_6 \text{Mil_Résidence}_{ij} + \alpha_7 \text{Type_chômage}_{ij} + \alpha_8 \lambda_{ij} + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (23)$$

Les α_i sont les coefficients associés aux variables expliquant la probabilité de choix d'une option dans ce processus où j est le secteur d'activité, λ_{ij} captent les résidus par l'instrument et ε_{ij} est le terme d'erreur.

3. DONNÉES ET DESCRIPTION DES VARIABLES

3.1. Données

Les données mobilisées proviennent de l'Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel (ERI-ESI 2018), conduite dans l'ensemble des huit États membres de l'UEMOA. Cette enquête repose sur un plan de sondage probabiliste aréolaire à deux degrés, intégrant une stratification au premier degré, ce qui garantit une représentativité statistique des résultats. En ce qui concerne spécifiquement la Côte d'Ivoire, l'enquête a couvert un échantillon initial de 34 594 individus et collecté 967 variables relatives aux caractéristiques socio-économiques des personnes en âge de travailler.

3.2. Définition des variables

- *Occupation* : Indique si l'individu exerce effectivement une activité économique au moment de l'enquête.
- *Âge groupe* : Tranche d'âge à laquelle appartient l'individu, utilisée pour analyser les effets liés à l'expérience ou à la phase de la vie active.
- *Mode recherche emploi* : Principale stratégie utilisée par l'individu pour accéder à un emploi au moment de l'enquête.
- *Sexe* : Genre de l'individu enquêté, utilisé pour analyser les disparités hommes/femmes sur le marché du travail.
- *Milieu résidence* : Localisation géographique du lieu de résidence de l'individu au moment de l'enquête, indiquant son exposition à l'emploi urbain ou rural.
- *Diplôme* : Niveau d'éducation formelle atteint par l'individu au moment de l'enquête. Il s'agit du diplôme le plus élevé obtenu.
- *Secteur d'activité* : Sphère institutionnelle dans laquelle l'individu exerce son activité principale au moment de l'enquête.
- *Statut emploi* : Position professionnelle occupée par l'individu sur le marché du travail.
- Le *type de chômage* renvoie au statut du demandeur d'emploi.
- La *catégorie socioprofessionnelle du père* reflète l'origine sociale de l'individu à travers la position professionnelle du parent.

3.3. Analyse descriptive des variables

En suivant le tableau 1, l'analyse des proportions en (%) confirme d'abord la forte domination du secteur privé, qui concentre 95,9 % des individus occupés contre 4,1 % dans le secteur public. Toutefois, dans le secteur privé, seuls 13,2 % sont salariés contre 86,8 % d'indépendants, traduisant la prépondérance de l'informalité. Du point de vue du genre, les hommes sont largement majoritaires parmi les salariés du privé (77,5 %) et du public (72,8 %), alors qu'ils représentent 56,9 % dans le privé global, révélant une sélection masculine à l'accès au salariat. La structure par âge montre que les 25–34 ans (37 %) dominent dans le salariat privé, suivis des 35–44 ans (25,7 %), tandis que les jeunes 15–24 ans (19,8 %) et les 45

ans et plus (17,5 %) sont moins représentés. À l'inverse, le secteur public est plus concentré chez les 35–44 ans (38,6 %) et les 45 ans et plus (33,8 %).

Tableau 1: Statistiques descriptives des échantillons estimés à chaque niveau selon l'arborisation

Variable	Modalités	Individus occupés sur le marché du travail (%)	Individus occupés dans le secteur privé (%)	Salarié du public (%)	Salariés du privé (%)
Secteur d'activité	1 = Secteur privé	95,9	-	-	-
	0 = Secteur public	4,1	-	-	-
Statut d'emploi	0 = Emploi indépendant	-	86,8	-	-
	1 = Emploi salarié	-	13,2	-	-
Sexe	0 = Féminin	-	43,1	27,2	22,5
	1 = Masculin	57,6	56,9	72,8	77,5
Groupe d'âge	0 =]15-24[	15,7	16,3	2,5	19,8
	1 =]25-34[	28,5	28,7	25,1	37,0
	2 =]35-44[	26,4	25,9	38,6	25,7
	3 =]45 et plus[	29,3	29,1	33,8	17,5
Milieu de résidence	0 = Rural	59,7	61,2	25,8	27,8
	1 = Abidjan	9,1	8,6	19,4	26,5
	2 = Autres urbains	31,2	30,2	54,8	45,7
Mode de recherche d'emploi	0 = Autres moyens	49,5	48,5	73,1	5,3
	1 = Relation personnelle	45,1	46,4	14,7	61,7
	2 = Demande aux employeurs	4,9	4,7	9,9	30,3
	3 = Service de placement	0,5	0,4	2,4	2,7
Diplôme	0 = Aucun	78,8	81,9	7,6	58,4
	1 = CEPE	10,4	10,5	7,1	16,5
	2 = BEFE	4,6	4,0	19,0	9,9
	3 = Baccalauréat	2,6	1,6	25,6	6,2
	4 = 1er cycle enseignement sup.	2,5	1,4	28,1	6,0
	5 = 2e cycle enseignement sup.	1,1	0,6	12,5	3,0
Type de chômage	0 = Ancien actif	30,0	29,9	30,5	29,5
	1 = Primo demandeur	70,0	70,1	69,5	70,5
Catégorie socio-professionnelle du père	0 = Autres professions	15,5	15,2	22,2	19,9
	1 = Parents cadres	16,3	15,7	30,6	24,3
	2 = Parents employés	20,3	19,9	28,4	27,2
	3 = Travailleurs indépendants	48,0	49,3	18,8	28,6
Observations		19 268	18 470	798	2 433

Source : auteur à partir de ERI ESI 2018.

Sur le plan spatial, les salariés du privé sont majoritairement urbains (26,5 % à Abidjan et 45,7 % dans les autres villes, soit plus de 72 %) contre 27,8 % en milieu rural. Cela contraste avec la population occupée globale dominée par le rural (59,7 %). Les modes d'accès à l'emploi révèlent une forte dépendance aux réseaux : 61,7 % des salariés du privé passent par les relations personnelles, contre seulement 5,3 % par d'autres moyens et 2,7 % via les services de placement, confirmant l'importance des mécanismes informels. Concernant l'éducation, bien que 58,4 % des salariés du privé n'aient aucun diplôme, les niveaux CEPE (16,5 %) et BEPC (9,9 %) restent significatifs, tandis que le supérieur demeure faible (environ 9 % cumulés). En revanche, le secteur public est fortement dominé par les diplômés du supérieur (28,1 % premier cycle, 12,5 % second cycle, 25,6 % Bac). La structure du chômage indique une prédominance des primo-demandeurs (70,5 % dans le privé), traduisant une insertion initiale difficile. Enfin, l'origine sociale montre que 28,6 %

des salariés du secteur privé sont issus de parents indépendants, contre 27,2 % d'employés et 24,3 % de cadres. Ainsi, l'adéquation de l'emploi salarié privé repose principalement sur l'urbanisation (plus de 70 %), l'âge actif (plus de 60 % entre 25-44 ans), le genre masculin (77,5 %) et l'usage des relations et des réseaux sociaux (61,7 %), malgré un faible niveau global d'instruction.

3.4. Statistiques croisées entre modes d'accès à l'emploi et types d'emploi

Les statistiques croisées données dans le tableau 2 mettent en évidence une forte association entre les modes de recherche d'emploi et les trajectoires professionnelles des individus en Côte d'Ivoire. Les relations personnelles favorisent davantage l'accès à l'occupation (74,24 %), tandis que les services de placement présentent une très faible proportion d'individus occupés (1,94 %). Parmi les personnes occupées, l'insertion se concentre majoritairement dans le secteur privé (95,86 %). Les relations personnelles orientent principalement vers ce secteur (98,65 %). Enfin, les demandes adressées directement aux employeurs et les services de placement conduisent davantage vers l'emploi salarié, avec respectivement 84,44 % et 90,28 % des individus concernés. Les tests du Khi-deux confirment une dépendance statistiquement significative entre les variables considérées.

Tableau 2 : Statistiques croisées entre modes d'accès à l'emploi et types d'emploi avec les tests du Khi-deux

Modes de recherche d'emploi et occupation sur le marché du travail			
Modes de recherche d'emploi	*Non occupé*	*Occupé*	*Pearson χ^2 (Prob > χ)*
Autres moyens	32,77 %	67,23 %	*9500 (0,000)*
Relation personnelle	25,76 %	74,24 %	
Demande aux employeurs	76,33 %	23,67 %	
Service de placement	98,06 %	1,94 %	
Total	*44,30 %*	*55,70 %*	
Modes de recherche d'emploi et choix du secteur d'activité des occupés			
Modes de recherche d'emploi	*Secteur privé*	*Secteur public*	*Pearson χ^2 (Prob > χ)*
Autres moyens	93,89 %	6,11 %	*369,61 (0,000)*
Relation personnelle	98,65 %	1,35 %	
Demande aux employeurs	91,71 %	8,29 %	
Service de placement	79,12 %	20,88 %	
Total	*95,86 %*	*4,14 %*	
Modes de recherche d'emploi et statut dans l'emploi dans le secteur privé			
Modes de recherche d'emploi	*Emploi indépendant*	*Emploi salarié*	*Pearson χ^2 (Prob > χ)*
Autres moyens	98,57 %	1,43 %	*5500 (0,000)*
Relation personnelle	82,47 %	17,53 %	
Demande aux employeurs	15,56 %	84,44 %	
Service de placement	9,72 %	90,28 %	
Total	*86,83 %*	*13,17 %*	

Source : auteur à partir de ERI ESI 2018.

4. RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

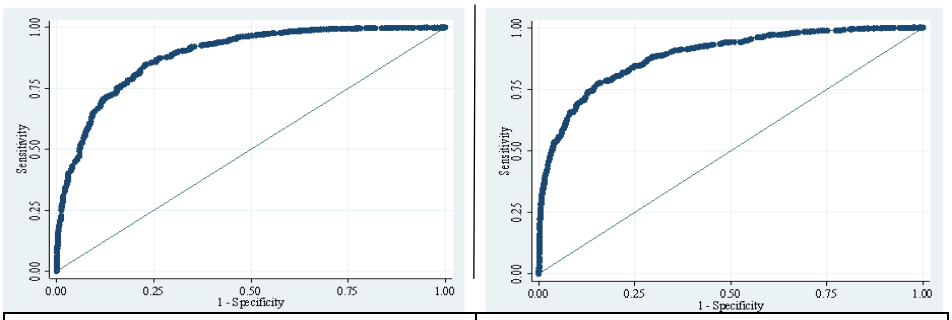
Nous présentons les résultats des tests de la qualité discriminatoire et du pourcentage de prédiction, puis le résultat des estimations pour le premier modèle.

4.1. Participation et occupation d'un emploi salarié en Côte d'Ivoire

Économétriquement, le modèle Logit binomial utilisé pour analyser la participation et l'occupation d'emploi en Côte d'Ivoire présente une qualité discriminatoire de 88,57%, ce qui indique une capacité élevée à distinguer entre actifs occupés et non-occupés des individus ayant participé au marché du travail. Par ailleurs, le modèle prédit correctement la situation d'emploi dans 81,13% des cas, démontrant une fiabilité élevée dans la prédiction des actifs occupés (graphique 1).

Graphique 1: Qualité d'ajustement et pourcentage de prédiction correcte

Modèles	Qualité discriminatoire	Prédiction correcte
Modèle de participation au marché du travail	88,57%	81,13%



Actifs occupés | *Actifs non occupés*

Source : Calcul de l'auteur.

L'analyse des déterminants de l'occupation d'un emploi en Côte d'Ivoire met en évidence des mécanismes structurels d'insertion sur le marché du travail, où les probabilités estimées traduisent les chances pour les actifs d'être occupés ou non. Les Ratios de Risques Relatifs (RRR) confirment la robustesse et l'intensité des relations observées.

En suivant le tableau 3, le genre apparaît comme un facteur déterminant de l'occupation. Être homme augmente la probabilité d'être occupé de 14,8 %, ce qui signifie qu'à caractéristiques identiques, les hommes ont une probabilité significativement plus élevée d'accéder à l'emploi que les femmes. Cette discrimination reflète des contraintes structurelles (Nakou et al., 2025) liées à la participation féminine : segmentation sectorielle, poids des normes sociales et accès différencié aux opportunités économiques, selon Alfonsi et al. (2020) et Sall (2025). Par rapport aux jeunes de 15–24 ans, les individus de 25–34 ans ont une probabilité d'occupation plus élevée de 23,8 %, ceux de 35–44 ans de 29,7 % et ceux de 45 ans et plus de 19,2 %. Il existe donc un effet de cycle de vie sur le marché du travail en Côte d'Ivoire où l'accumulation d'expérience (Kouame et Kadjo, 2024), de capital humain et de réseaux améliore fortement l'employabilité, avec un pic pour les âges intermédiaires.

La localisation géographique montre un avantage spécifique à Abidjan. Y résider augmente les chances de 2,3 % d'occuper un emploi avec un RRR de 18,8 % de chances. Cela confirme le rôle de la capitale économique comme principal pôle d'opportunités, bien que l'effet reste modéré.

Tableau 3 : Déterminants de l'occupation d'un emploi en Côte d'Ivoire

Variable	Modalités Réf. : Non occupés (n=15 326)	Actifs occupés (n=19 268)		
		Coef.	Prob.d'occup.	RRR
Sexe de l'enquêté *(réf : Femme)*	Masculin	1,059***	0,148***	2,811***
		(0,038)	(0,005)	(0,107)
Groupe d'âge *(réf :]15-24[)*	]25-34[	1,522***	0,238***	4,494***
		(0,045)	(0,007)	(0,198)
	]35-44[	1,983***	0,297***	6,891***
		(0,052)	(0,008)	(0,359)
	]45 et plus[	1,196***	0,192***	3,272***
		(0,047)	(0,008)	(0,156)
Strates de résidence *(réf : Rural)*	Abidjan	0,171*	0,023*	1,188*
		(0,093)	(0,012)	(0,102)
	Autres urbains	0,056	0,008	0,942
		(0,057)	(0,008)	(0,054)
Mode de recherche d'emploi *(réf : autres moyens)*	Relation personnelle	0,310***	0,048***	1,233***
		(0,046)	(0,007)	(0,056)
	Demande aux employeurs	-2,589***	-0,456***	0,080***
		(0,083)	(0,011)	(0,006)
	Service de placement	-5,668***	-0,670***	0,003***
		(0,172)	(0,006)	(0,001)
Diplôme *(réf : Aucun diplôme)*	CEPE	-0,442***	-0,063***	0,633***
		(0,050)	(0,007)	(0,031)
	BEFE	-0,670***	-0,096***	0,542***
		(0,070)	(0,010)	(0,037)
	Baccalauréat	-0,174	-0,024	0,801
		(0,116)	(0,016)	(0,085)
	1er cycle enseignement supérieur	0,396***	0,052***	1,402***
		(0,140)	(0,017)	(0,193)
	2e cycle enseignement supérieur	0,801***	0,100***	2,146***
		(0,301)	(0,034)	(0,588)
Type de chômage *(réf : Ancien chômeur)*	Primo demandeur	0,840***	0,117***	2,379***
		(0,045)	(0,006)	(0,107)
Catégorie socioprofessionnelle des parents *(réf :Autres)*	Parents cadres	-0,545***	-0,083***	0,601***
		(0,063)	(0,009)	(0,038)
	Parents employés	1,230***	0,159***	3,247***
		(0,071)	(0,009)	(0,221)
	Travailleurs indépendants	0,597***	0,083***	1,794***
		(0,060)	(0,008)	(0,104)
Contrôle d'endogénéité	resid_diplôme	-0,090***	-0,012***	0,893***
		(0,009)	(0,001)	(0,008)
	resid_CatégoriePM	0,150***	0,020***	1,154***
		(0,011)	(0,001)	(0,012)
	resid_Modrechemp	0,003	0,000	1,006
		(0,005)	(0,001)	(0,005)
Constante		-1,506***		0,243***
		(0,063)		(0,015)
Observations	34 594	19 268	19 268	19 268

*Source : auteur à partir de ERI-ESI 2018. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.*

Le mode de recherche d'emploi met en évidence l'importance du capital social. Le recours aux relations personnelles augmente de 4,8 % les chances d'avoir un emploi, avec un RRR de 23,3 % de chances. Ce qui traduit un fonctionnement du marché du travail dominé par des mécanismes informels (Agoh et Kane, 2025b), où les réseaux jouent un rôle central dans l'appariement (Abebe et al., 2021; Hoekman & Sanfilippo, 2022).

Le niveau d'éducation révèle une relation non linéaire. Des diplômes faibles réduisent la probabilité d'occupation : −6,3 % pour le CEPE et −9,6 % pour le BEFE. En revanche, l'enseignement supérieur améliore significativement les chances de 5,2 % d'être occupé pour le premier cycle (RRR = 1,402 ; soit +40,2 %) et de 10 % pour le second cycle (RRR = 2,146 ; soit +114,6 %). Cela indique que seuls les niveaux élevés de qualification profitent aux individus dans un marché du travail concurrentiel, tandis que les niveaux intermédiaires peuvent être insuffisants dans la recherche d'un emploi (Maradan et al., 2023; Sall, 2025). Les nouveaux entrants accèdent plus rapidement à l'emploi (les primo-demandeurs ont plus de 11,7 % d'occupation) dans des segments à faible barrière d'entrée, tandis que les anciens chômeurs subissent des effets de stigmatisation. L'origine sociale confirme l'existence d'effets intergénérationnels. Avoir des parents employés augmente la probabilité d'occupation de 15,9 % et des parents indépendants de 8,3 %.

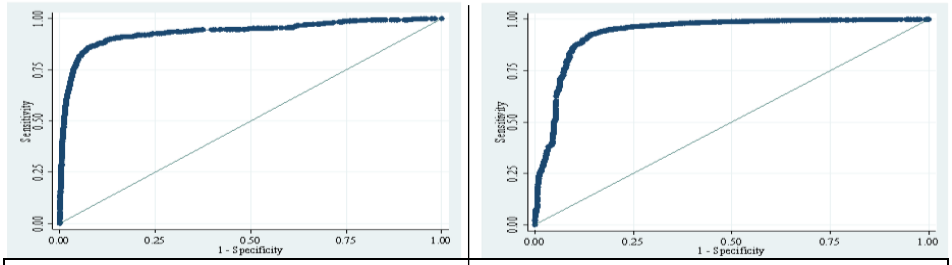
Enfin, les variables de contrôle d'endogénéité confirment la robustesse des résultats. Le résidu du diplôme réduit la probabilité d'occupation de 1,2 %, tandis que celui de la catégorie parentale l'augmente de 2 %. Ces effets indiquent que des facteurs non observés, notamment liés au capital social et aux aptitudes individuelles, influencent aussi l'accès à l'emploi.

4.2. Choix de secteur d'activité : secteur public et secteur privé

Les résultats du graphique 2 montrent une excellente performance des modèles Logit : les taux de prédiction correcte élevés (96,85 %) et la forte qualité discriminatoire (93,47 %) indiquent une très bonne capacité du modèle à distinguer les individus concernant leur choix entre secteurs public et privé. Économiquement, cela suggère que les caractéristiques individuelles et professionnelles (âge, diplôme, mode d'accès à l'emploi) structurent fortement l'orientation vers le public ou le privé, traduisant un marché du travail segmenté avec des mécanismes d'accès distincts entre les deux secteurs d'activité.

Graphique 2 : Pourcentage de prédiction et qualité discriminatoire

Modèles	Qualité discriminatoire	Prédiction correcte
Modèle de choix de secteur d'activité	93,47%	96,85%



Secteur public | Secteur privé

Source : Calcul de l'auteur.

Tableau 4: Déterminants de l'occupation d'emploi dans le secteur public

Variable	Modalités Réf. : Secteur privé (n=18 470)	Secteur public (emploi salarié) (n=798)		
		Coef.	Probabilité d'occuper un emploi salarié dans le secteur public	RRR
Sexe de l'enquêté *(réf : Femme)*	Masculin	-0,067	-0,002	0,946
		(0,115)	(0,003)	(0,107)
Groupe d'âge *(réf :]15-24[)*	]25-34[	0,779***	0,014***	2,127***
		(0,275)	(0,004)	(0,594)
	]35-44[	1,408***	0,030***	4,162***
		(0,272)	(0,004)	(1,170)
	]45 et plus[	1,382***	0,030***	4,120***
		(0,283)	(0,005)	(1,217)
Milieu de résidence *(réf : Rural)*	Abidjan	-0,103	-0,002	0,886
		(0,182)	(0,004)	(0,164)
	Autres urbains	0,629***	0,016***	1,835***
		(0,134)	(0,004)	(0,254)
Mode de recherche d'emploi *(réf : autres moyens)*	Relation personnelle	-1,224***	-0,030***	0,298***
		(0,143)	(0,003)	(0,042)
	Demande aux employeurs	-0,838***	-0,022***	0,441***
		(0,177)	(0,004)	(0,076)
	Service de placement	-0,149	-0,005	0,870
		(0,400)	(0,012)	(0,344)
Diplôme *(réf : Aucun diplôme)*	CEPE	1,879***	0,023***	6,753***
		(0,204)	(0,004)	(1,358)
	BEFE	3,819***	0,145***	45,366***
		(0,185)	(0,012)	(8,421)
	Baccalauréat	4,972***	0,322***	141,47***
		(0,198)	(0,022)	(27,745)
	1er cycle enseignement supérieur	5,159***	0,358***	172,85***
		(0,202)	(0,025)	(34,626)
	2e cycle enseignement supérieur	5,006***	0,328***	148,14***
		(0,240)	(0,034)	(35,279)
Type de chômage *(réf : Ancien chômeur)*	Primo demandeur	-0,237	-0,006	0,892
		(0,155)	(0,004)	(0,129)
Catégorie socioprofessionnelle des parents *(réf :Autres)*	Parents cadres	0,322	0,009	1,194
		(0,201)	(0,005)	(0,214)
	Parents employés	0,130	0,003	1,130
		(0,204)	(0,005)	(0,213)
	Travailleurs indépendants	-0,350*	-0,008*	0,680*
		(0,189)	(0,005)	(0,118)
Contrôle d'endogénéité	resid_diplôme	0,067**	0,002**	1,053**
		(0,033)	(0,001)	(0,034)
	resid_CatégoriePM	-0,092**	-0,002**	0,903**
		(0,045)	(0,001)	(0,032)
	resid_Modrechemp	-0,031	-0,001	0,978
		(0,027)	(0,001)	(0,023)
Constante		-6,161***		0,002***
		(0,326)		(0,001)
Observations	19 268	798	798	798

*Source : auteur à partir de ERI-ESI 2018. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.*

L'estimation des déterminants de l'occupation d'un emploi salarié dans le secteur public en Côte d'Ivoire met en évidence des mécanismes d'allocation très sélectifs dans un marché du travail marqué par une forte dualité. D'après le tableau 4, par rapport aux jeunes de 15 à 24 ans, les individus de 25 à 34 ans ont une probabilité plus élevée de 1,4 %, ceux de 35 à 44 ans de 3 %, et ceux de 45 ans et plus également de 3 % d'occuper un emploi public plutôt que privé. Cela reflète une logique institutionnelle forte (Coulibaly, 2024) conditionnant l'accès au secteur public qui requiert souvent de l'expérience (Grimm et al., 2021 ; Mabi, 2023 ; Agoh et Kane, 2025b), une stabilité professionnelle et un capital humain accumulé. Le secteur public apparaît ainsi comme un segment d'emplois moins accessible aux jeunes primo-entrants (Fields et al., 2023). La localisation géographique montre que résider dans les autres zones urbaines qu'Abidjan améliore la probabilité d'accéder au secteur public de 1,6 % par rapport aux zones rurales. Cela suggère que les emplois publics sont relativement déconcentrés dans les villes secondaires alors que le secteur privé est davantage concentré dans la capitale économique (Christiaensen & Maertens, 2022). Le recours aux relations personnelles réduit la probabilité d'accès au secteur public salarié de 3 % et la demande directe aux employeurs de 2,2 %. Ce sont généralement ces canaux qui favorisent davantage l'accès au secteur privé (Abebe et al., 2021). Le secteur public repose plutôt sur des procédures formalisées (concours, recrutements administratifs), ce qui limite la portée et l'efficacité des réseaux informels (Eichhorst & Portela, 2022).

Concernant le niveau d'éducation, comparativement aux individus sans diplôme, la probabilité d'accéder au secteur public augmente de 2,3 % pour le CEPE, 14,5 % pour le BEFE, 32,2 % pour le Baccalauréat, 35,8 % pour le premier cycle universitaire et 32,8 % pour le second cycle. Ces effets croissants traduisent une forte sélection du secteur public salarié en faveur des individus qualifiés. Le diplôme constitue ici un signal essentiel d'accès aux emplois publics, encadrés par des exigences formelles de qualification (comme souligné aussi en Inde par Crawfurd et al., 2024). Les variables de contrôle d'endogénéité confirment la robustesse des résultats. L'effet positif du résidu du diplôme révèle que des caractéristiques non observées liées au capital humain renforcent encore l'accès au secteur public, tandis que l'effet négatif du résidu de la catégorie parentale indique l'existence de biais non observés liés à l'origine sociale qui est corrigée.

4.3. Choix du statut d'emploi dans le secteur privé

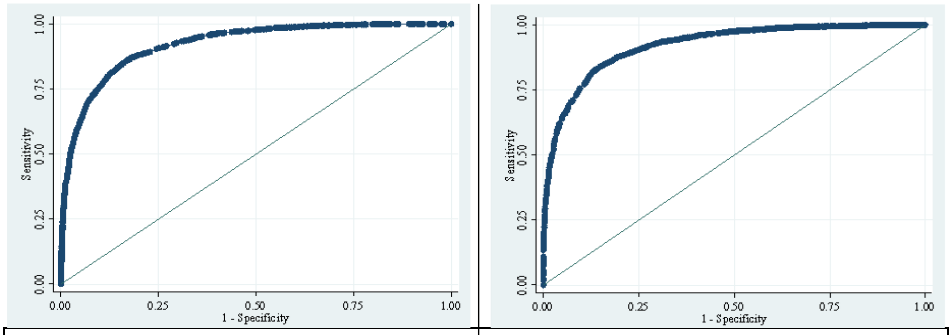
Les résultats consignés dans le graphique 3 indiquent une bonne performance du modèle Logit pour expliquer le statut de l'emploi dans le secteur privé : le taux de prédiction correcte de 91,3 % et la qualité discriminatoire élevée (91,1 %) traduisent une capacité satisfaisante à distinguer emploi salarié et emploi indépendant. Économiquement, cela reflète une segmentation nette du marché du travail privé ivoirien, où les caractéristiques individuelles et les contraintes institutionnelles orientent différemment les travailleurs vers le salariat formel ou l'auto-emploi, souvent choisi par nécessité face à la rareté des emplois salariés stables.

L'accès à un emploi salarié dans le secteur privé, relativement à la situation de travailleur indépendant (référence), est lié à des caractéristiques individuelles observables et inobservables. Le tableau 5 montre qu'en Côte d'Ivoire être de sexe masculin augmente de 6,1 % les chances d'accéder à un emploi salarié dans le privé. Les hommes, relativement aux femmes, ont tendance à s'insérer dans le salariat

privé plutôt que dans l'auto-emploi (Bandiera et al., 2022). L'avantage masculin ainsi observé rejoint les conclusions de Boudinet (2024) et Koulibaly et Brou (2025), qui mettent en évidence la persistance des normes sociales, de la ségrégation sectorielle et des contraintes domestiques limitant l'accès des femmes au salariat privé formel.

Graphique 3 : qualité discriminatoire et pourcentage de prédiction correcte du modèle

Modèles	Qualité discriminatoire	Prédiction correcte
Modèle de statut de l'emploi	92,13%	91,32%



Emploi salarié | Travail indépendant

Source : Calcul de l'auteur.

Concernant l'âge, les individus de 25 à 34 ans ont une probabilité légèrement plus élevée (+1,1 %) d'être salariés du privé, traduisant une phase d'entrée dominante dans l'emploi salarié. En revanche, les individus de 45 ans et plus ont une probabilité plus faible (−2,0 %), ce qui suggère une convergence progressive vers l'auto-emploi (Manço et al.; 2024 ; Aerts, 2023) avec l'âge et l'expérience (Kimou et Barry, 2022). Le salariat privé apparaît donc comme un segment plus accessible aux jeunes actifs, tandis que le travail indépendant devient une alternative à mesure que l'expérience s'accumule ou que les contraintes d'emploi salarié augmentent. De plus, résider à Abidjan augmente fortement la probabilité d'être salarié privé de 17,2 %, tandis que vivre dans les autres zones urbaines l'augmente de 8,6 %, comme le soulignent Diomande et Sonkeng (2025) sur l'informalité urbaine ivoirienne. Il apparaît ainsi que le salariat privé est fortement concentré dans les espaces urbains, où se localisent les entreprises formelles et les activités productives de la Côte d'Ivoire (Agoh et Kane, 2025a). À l'inverse, les zones rurales restent dominées par l'auto-emploi et l'informalité (Christiaensen et Lozano-Gracia, 2024).

Concernant le mode de recherche d'emploi, le recours aux relations personnelles augmente la probabilité de 16 %, la demande directe aux employeurs de 66,3 %, et le recours aux services de placement de 65 %. Ce résultat est conforme aux travaux récents de Égert et Mourougane (2024) et s'inscrit dans la théorie du capital social, selon laquelle l'information imparfaite et les coûts de recherche élevés rendent les réseaux personnels déterminants pour accéder à des postes d'emplois limités.

Contrairement au secteur public, le secteur privé repose fortement sur des mécanismes de marché et des canaux actifs de recherche d'emploi (N'Guessan, 2024). Les démarches directes et les intermédiaires formels jouent ici un rôle clé dans l'appariement entre offre et demande de travail.

Tableau 5 : Accès à l'emploi salarié dans le secteur privé

Variable	Modalités Réf. : Travailleurs indépendants (n=16037)	Emploi salarié privé (n=2433)		
		Coef.	Effet marginal	RRR
Sexe de l'enquêté *(réf : Femme)*	Masculin	0,995***	0,061***	2,767***
		(0,073)	(0,004)	(0,207)
Groupe d'âge *(réf :]15-24[)*	]25-34[	0,167*	0,011*	1,111
		(0,101)	(0,007)	(0,114)
	]35-44[	-0,009	-0,001	0,926
		(0,109)	(0,007)	(0,101)
	]45 et plus[	-0,328***	-0,020***	0,668***
		(0,117)	(0,007)	(0,079)
Strates de résidence *(réf : Rural)*	Abidjan	2,064***	0,172***	8,201***
		(0,136)	(0,014)	(1,116)
	Autres urbains	1,251***	0,086***	3,654***
		(0,107)	(0,008)	(0,393)
Mode de recherche d'emploi *(réf : autres moyens)*	Relation personnelle	2,935***	0,160***	18,416***
		(0,110)	(0,006)	(2,005)
	Demande aux employeurs	5,881***	0,663***	353,945***
		(0,170)	(0,026)	(60,251)
	Service de placement	5,809***	0,650***	325,991***
		(0,510)	(0,091)	(165,486)
Diplôme *(réf : Aucun diplôme)*	CEPE	0,712***	0,051***	1,992***
		(0,086)	(0,007)	(0,171)
	BEFE	0,919***	0,068***	2,480***
		(0,131)	(0,011)	(0,323)
	Baccalauréat	1,529***	0,129***	4,512***
		(0,194)	(0,021)	(0,873)
	1er cycle enseignement supérieur	1,839***	0,163***	6,248***
		(0,233)	(0,027)	(1,460)
	2e cycle enseignement supérieur	1,868***	0,167***	6,489***
		(0,323)	(0,038)	(2,091)
Type de chômage *(réf : Ancien chômeur)*	Primo demandeur	-0,082	-0,005	0,825**
		(0,091)	(0,006)	(0,080)
Catégorie socioprofessionnelle des parents *(réf :Autres)*	Parents cadres	0,232*	0,018*	1,277*
		(0,123)	(0,009)	(0,182)
	Parents employés	0,132	0,010	1,148
		(0,125)	(0,009)	(0,160)
	Travailleurs indépendants	-0,613***	-0,039***	0,544***
		(0,109)	(0,007)	(0,066)
Contrôle d'endogénéité	resid_diplôme	-0,013	-0,001	1,028
		(0,019)	(0,001)	(0,018)
	resid_CatégoriePM	0,009	0,001	1,006
		(0,026)	(0,002)	(0,024)
	resid_Modrechemp	-0,008	-0,001	0,997
		(0,010)	(0,001)	(0,010)
Constante		-5,821***		0,003***
		(0,173)		(0,001)
Observations	18 470	2433	2433	2433

*Avec *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Source : auteur à partir de ERI-ESI 2018.*

Le niveau d'éducation renforce significativement l'accès au salariat privé. Par rapport aux individus sans diplôme, la probabilité d'être salarié augmente de 5,1 % (CEPE), 6,8 % (BEFE), 12,9 % (Baccalauréat), 16,3 % (1er cycle universitaire) et 16,7 % (2e cycle universitaire). Ces résultats traduisent un rendement positif du capital humain dans le secteur privé, où les compétences sont valorisées pour accéder à des emplois salariés plus productifs (comme dans Youness et al., 2026). Cependant, les effets du diplôme restent moins élevés que dans le secteur public, ce qui suggère que le secteur privé absorbe aussi des profils intermédiaires. Avoir des parents cadres en Côte d'Ivoire augmente légèrement la probabilité d'accès au salariat privé (+1,8 %), traduisant un avantage lié au capital social (rejoignant Montenegro & Patrinos, 2023) et à l'information (comme Emran et al., 2023, en Chine et en Inde). En revanche, être issu d'une famille de travailleurs indépendants réduit significativement la probabilité d'accès au salariat privé de 3,9 %, ce qui confirme une transmission intergénérationnelle des trajectoires professionnelles orientées vers l'auto-emploi.

CONCLUSION

Cet article met en évidence que l'accès à un emploi salarié en Côte d'Ivoire dépend des caractéristiques individuelles, qu'il s'agisse du secteur public ou du secteur privé formel. L'application d'un modèle Logit séquentiel permet de saisir le parcours d'insertion professionnelle en identifiant les déterminants clés de la transition vers l'emploi salarié. L'accès à un emploi salarié dans le secteur public repose essentiellement sur trois piliers : l'accumulation de capital humain (éducation), l'expérience (âge) et une logique institutionnelle formalisée de recrutement, opposée aux mécanismes informels dominants dans le secteur privé. Ces résultats confirment que le secteur public constitue un segment sélectif du marché du travail, réservé aux individus les plus qualifiés et les mieux insérés institutionnellement. L'accès au salariat privé repose au contraire sur trois mécanismes fondamentaux : (i) une forte concentration urbaine, (ii) l'importance des canaux actifs de recherche d'emploi et (iii) un rendement pour l'individu positif mais modéré de l'éducation. Ces constats suggèrent que les politiques publiques doivent privilégier le développement de formations académiques adaptées aux besoins du marché, améliorer les canaux de recherche d'emploi et formaliser le marché du travail qui reste largement dominé par l'emploi informel. En articulant ces stratégies, il devient possible d'améliorer le niveau d'emploi salarié et l'insertion durable sur le marché du travail ivoirien.

REFERENCES

Abebe, B. (2024). Preparations and Performances of Prospective Graduates' Students on the National Exit Exam : A Case of Hope Enterprises University College. *Journal of Hope Enterprise University College*, *2*, 27-59.

Abebe, H., Shitu, S., & Mose, A. (2021). Understanding of COVID-19 Vaccine Knowledge, Attitude, Acceptance, and Determinates of COVID-19 Vaccine Acceptance Among Adult Population in Ethiopia. *Infection and Drug Resistance*, 14, 2015-2025.

Abel, M., Burger, R., & Piraino, P. (2020). The value of reference letters : Experimental Evidence from South Africa. *American Economic Journal: Applied Economics*, *12*(3), 40-71.

Adair, P., Alazzawi, S., & Hlásny, V. (2024). Évaluer la formalisation de l'informalité en région MENA : Enjeux, méthodes et impact. *Mondes en développement*, *207*(3), 87-104.

Aerts, C. (2023). L'inefficacité du vieillissement actif dans le transport en commun par la perte de sens au travail. Université de Liège.

Agoh, A. H. & Kane, A. (2025a). Analyse des préférences dans les choix de secteur d'activité en Côte d'Ivoire*, Revue Française d'Economie et de Gestion*. *6*(9), 400-423.

Agoh, A. H. & Kane, A. (2025b). Sécurité de l'emploi et résilience du marché du travail dans la zone de l'UEMOA : Une analyse par contrats de travail*, Revue Française d'Economie et de Gestion*. *6*(9), 372-399.

Albandea, I., & Roupnel-Fuentes, M. (2026). Le diplôme est-il un «sésame pour l'emploi» pour tous les employeurs?. *Céreq Échanges*, *28*(1), 25-31.

Alfonsi, L., Bandiera, O., Bassi, V., Burgess, R., Rasul, I., Sulaiman, M., & Vitali, A. (2020). Tackling Youth Unemployment : Evidence From a Labor Market Experiment in Uganda. *Econometrica*, *88*(6), 2369-2414.

Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics : An empiricist's companion*. Princeton university

Arrow, K. J. (1973). Higher education as a filter. *Journal of Public Economics*, *2*(3), 193-216.

Asres, A. M., & Abebe, A. S. (2024). Teachers' Competence in The Educational Assessment of Students in A Competence Based Education in Amhara Region, Ethiopia : The Case of TVET Teachers and Assessors. Preprints Working paper.

Bahl, S., & Sharma, A. (2024). Informality, education-occupation mismatch, and wages : Evidence from India. *Applied Economics*, *56*(19), 2260-2294.

Bandiera, O., Elsayed, A., Smurra, A., & Zipfel, C. (2022). Young adults and labor markets in Africa. *Journal of Economic Perspectives*, *36*(1), 81-100.

Banque mondiale. (2022). *Situation économique en Côte d'Ivoire*.

Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. University of Chicago Press, Chicago.

Berson, C. (2017). La dualité du marché du travail en France. *Bloc-notes Eco*.

Banque mondiale (2019). Le développement des compétences en Afrique subsaharienne, un exercice d'équilibre : Investir dans les compétences pour la productivité, l'inclusion et l'adaptabilité, Chap. 4.

Boudinet, M. (2024). *Quand le genre travaille le handicap : Enquête sur l'articulation entre handicap et genre sur le marché de l'emploi en France,* Thèse de doctorat, Institut d'études politiques de Paris-Sciences Po.

Brewer, C. S., Kovner, C. T., Greene, W., Tukov-Shuser, M., & Djukic, M. (2012). Predictors of actual turnover in a national sample of newly licensed registered nurses employed in hospitals. *Journal of Advanced Nursing*, *68*(3), 521-538.

Caningan, L. K. (2024). Analyse des liens entre alphabétisation et emplois vulnérables dans les pays de la Communauté Economique de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO). *Alternatives Managériales Economiques*, *6*(1), 666-680.

Cerra, V., Lama, R., & Loayza, N. V. (2021). Links between growth, inequality, and poverty. *International Monetary Fund*, *68*, 1-54.

Chandra, P. (2019). Multiproduct firms and antidumping duties : Evidence from India. *The Journal of International Trade & Economic Development*, *28*(7), 801-828.

Chiplunkar, G., & Banerjee, A. V. (2023). How important are matching frictions in the labor market? Experimental & non-experimental evidence from a large indian firm.

Chouhaibi, A. (2024). La Côte d'Ivoire, une puissance économique en Afrique de l'Ouest (analyse des forces). *African Scientific Journal*, *3*(25), 0531-0531.

Christiaensen, L., & Lozano-Gracia, N. (2024). Migrants, marchés et maires : Répondre aux défis de l'emploi dans les villes secondaires africaines. World Bank Publications.

Christiaensen, L., & Maertens, M. (2022). Rural Employment in Africa : Trends and Challenges. *Annual Review of Resource Economics*, *14*(1), 267-289.

Collier, D. (2023). Amendements de la loi sur l'équité en matière d'emploi en Afrique du Sud : À côté de la cible! *Revue de droit comparé du travail et de la sécurité sociale*, 1, 158-163.

Coulibaly, L. (2024). L'Education bi-plurilingue au Mali : Entre politiques linguistiques éducatives, pratiques et discours enseignants et représentations sociolinguistiques, Thèse de doctorat, Université Rennes 2.

Crawfurd, L., Pugatch, T., & Sheth, K. (2024). Developing school leadership at scale : Experimental evidence from schools for marginalized communities in India. *AEA RCT Registry*.

Diamond, P. A. (1982). Wage determination and efficiency in search equilibrium. *The Review of Economic Studies*, *49*(2), 217-227.

Diomande, N., & Sonkeng, G. (2025). Entrepreneuriat inclusif, réticence entrepreneuriale des jeunes diplômés des universités camerounaises et ivoiriennes : Quelles variables explicatives? *La Revue des Sciences de Gestion*, *331-332*(1-2), 95-103.

Doeringer P.B. & PioreM.J. (1971). *Internal labor markets and manpower analysis*, Lexington, D.C. Health, 221 p.

Égert, B., & Mourougane, A. (2024). L'incidence des politiques du marché du travail et de la fiscalité sur l'emploi indépendant : Nouvel éclairage à partir de données européennes. *Revue internationale du Travail*, *163*(2), 327-357.

Eichhorst, W., & Portela, A. (2022). Youth Labor Market Integration : The Role of Shocks and Institutions. In P. Goulart, R. Ramos, & G. Ferrittu (Eds.), *Global Labour in Distress, I*, 515-521.

Emran, M. S., Ferreira, F. H. G., Jiang, Y., & Sun, Y. (2023). Occupational dualism and intergenerational educational mobility in the rural economy : Evidence from China and India. *The Journal of Economic Inequality*, *21*(3), 743-773.

Fields, G. S., Gindling, T. H., Sen, K., Danquah, M., & Schotte, S. (2023). *The job ladder : Transforming informal work and livelihoods in developing countries*. Oxford University Press.

Grange, G., Brophy, C., Vishwakarma, R., & Finn, J. A. (2024). Effects of experimental drought and plant diversity on multifunctionality of a model system for crop rotation. *Scientific Reports*, *14*(1), 10265.

Griliches, Z. (1977). Estimating the returns to schooling : Some econometric problems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-22.

Halfaoui, B., & Touati-tliba, M. (2005). Modélisation séquentielle du cheminement des étudiants en 1 cycle universitaire et test d'adéquation des conditions d'accès. *Revue des sciences commerciales et de gestion*, *4*(1), 85-108.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.

Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153-161.

Hoekman, B., & Sanfilippo, M. (2022). Commerce et participation à la chaîne de valeur : entreprises nationales et retombées des IDE en Afrique. Documents de travail GVC-004.

Hu, M., & Su, Y. (2025). Extended Maternity Leave and Female Labour Supply : Evidence From a Regional Policy in China. *Asia & the Pacific Policy Studies*, *12*(2), e70017.

Keynes, J. M. (1936). The supply of gold. *The Economic Journal*, *46*(183), 412-418.

Kimou, A. J. C., & Barry, Z. B. (2022). Employabilité des jeunes et consolidation de la paix au sortir d'un conflit en Côte d'Ivoire : Preuves d'un essai contrôlé aléatoire. Working Paper, African Economic Research Consortium.

Kouakou, D. K. (2020). *Le dialogue social en Côte d'Ivoire*, Thèse de doctorat, Université de Bordeaux.

Kouakou, K.C., & Kadjo A.P. (2019). Accès à l'emploi formel des jeunes en Côte d'Ivoire : une Analyse des déterminants, *African Scientific Journal*, *3*(27).

Kouakou, K. C., & Yapo, A. R. V. (2025). Impacts des politiques actives de l'emploi sur l'inadéquation compétence-emploi des jeunes diplômés en Côte d'Ivoire. *Revue française d'économie*, (2), 9-39.

Kouame, K. R., & Kadjo A.P. (2024). Accès à l'emploi formel des jeunes en Côte d'Ivoire : Une Analyse des déterminants. *African Scientific Journal*, 0161-0161.

Koulibaly, T. K., & Brou, G. K. (2025). Genre et insertion professionnelle : Analyse du vécu des jeunes filles exerçant des «métiers d'hommes» dans le secteur privé à Bouaké. *Genre*, *3*(5).

Kramo, K. G. (2020). Le chômage des jeunes et l'instabilité politique en Côte d'Ivoire. Document de politique générale, 676, AERC-CREA.

Lindbeck, A., & Snower, D. J. (1986). Wage setting, unemployment, and insider-outsider relations. *The American Economic Review*, *76*(2), 235-239.

Lippens, L., Vermeiren, S., & Baert, S. (2023). The state of hiring discrimination : A meta-analysis of (almost) all recent correspondence experiments. *European Economic Review*, *151*, 104315.

L'Horty, Y. (2025). Vers une garantie d'emploi? Rapport final du comité scientifique de l'évaluation de l'expérimentation « Territoires zéro chômeur de longue durée », DARES.

Mabi, G. (2023). Le cumul d'emplois dans la fonction publique en République démocratique du Congo : Droit et pratiques. *de l'Afrique centrale*, 139.

McCall, J.J. (1970). Economics of Information and Job Search, *The Quarterly Journal of Economics, 84*(1), 113-126.

Maddala, G. S. (1983). Limited-dependent and qualitative variables in econometrics. *Econometric Society Monographs*, *3*.

Manço, A., Gatugu, J., & Poisson, C. (2024). Du déni des compétences comme gaspillage à l'auto-emploi comme résilience, Etude de l'IRFAM, Liège.

Maradan, K., Crevoisier, O., & Gironde, C. (2023). Marchés du travail et économies émergentes : de la dichotomie formel/informel à la pluralité des rapports occupationnels, Working paper, Université de Neuchâtel.

McFadden, D. (1974). The measurement of urban travel demand. *Journal of public economics*, *3*(4), 303-328.

Mincer, J. (1994). *Investment in US education and training*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

Mincer, J. A. (1974). Schooling and earnings. In *Schooling, experience, and earnings* (p. 41-63). NBER.

Montenegro, C. E., & Patrinos, H. A. (2023). A data set of comparable estimates of the private rate of return to schooling in the world, 1970–2014. *International Journal of Manpower*, *44*(6), 1248-1268.

Mortensen, D. T. (1970). Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve. *The American Economic Review*, *60*(5), 847-862.

MPJIPSC (Ministère de la Promotion de la Jeunesse, de l'Insertion Professionnelle et du Service Civique) (2021). Politique nationale de la jeunesse (PNJ) 2021-2025, Version N°6 du 22 août 2021, République de la Côte d'Ivoire.

Nakou, Z.D., Traore I., & Simen Nana S.F. (2025). Rôle des organisations du secteur public dans l'engagement des citoyens en faveur de l'innovation. *African Scientific Journal*, *3*(28).

Newey, W. K. (1987). Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables. *Journal of Econometrics*, *36*(3), 231-250.

N'Guessan, C. F. J. (2024). Relation d'Okun de l'UEMOA, prévision de la croissance et projection des indicateurs du marché du travail en Côte d'Ivoire. *Statéco*, *118*, 109-122.

O'Clery, N., Chaparro, J., Gomez-Lievano, A., & Lora, E. (2024). Industrial complexity and the evolution of formal employment in developing cities, arXiv:2410.06971.

Ouguehi, K. P., & Bamba, Y. (2025). Pour une croissance économique durable en Côte d'Ivoire, entre l'agriculture d'exportation et l'agriculture de subsistance, quel type d'agriculture à privilégier? Une analyse économétrique à travers le modèle ARDL. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, *6*(8).

Petrin, A., & Train, K. (2010). A Control Function Approach to Endogeneity in Consumer Choice Models. *Journal of Marketing Research*, *47*(1), 3-13.

Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium unemployment theory*. MIT Press.

Roy, C. (2024). Personnes handicapées et marché du travail: quelques pistes de réflexion, monemploi.com.

Sall, M. C. A. (2025). Protection sociale genre et offre de travail des femmes : Impact sur la croissance économique et le marché du travail. *International Journal of Accounting Finance Auditing Management and Economics*, *6*(10), 632-648.

Semykina, A., & Wooldridge, J. M. (2010). Estimating panel data models in the presence of endogeneity and selection. *Journal of Econometrics*, *157*(2), 375-380.

Shapiro, C., & Stiglitz, J. E. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *The American economic review*, *74*(3), 433-444.

Solow, R. M. (1979). Alternative approaches to macroeconomic theory : A partial view. *Canadian Journal of Economics*, 339-354.

Soukri, I., & Khomsi, Y. (2025). Résilience organisationnelle en période de crise : Le rôle de l'ajustement des compétences en Capital Humain à travers l'upskilling et le reskilling. *Revue Internationale des Sciences de Gestion*, *8*(1).

Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, *87*(3), 355-374.

Stiglitz, J. E. (1975). The theory of "screening" education, and the distribution of income. *The American Economic Review*, *65*(3), 283-300.

Stiglitz, J. E. (1982). Self-selection and Pareto efficient taxation. *Journal of public economics*, *17*(2), 213-240.

Thurow, L. C. (1975). Equity Concepts and the World of Work. *American Behavioral Scientist*, *18*(3), 387-399.

Twumasi Baffour, P., Quartey, P., & Adu-Danso, E. (2024). The effects of innovation on the quantity and quality of jobs : Evidence from sub-Saharan Africa. *Innovation and Development*, *14*(1), 165-187.

Youness, E., Said, M., & Abdouni, A. (2026). Analyse des déterminants structurels du statut d'activité des jeunes en Afrique du Nord : Estimation par modèle logit multinomial. *African Scientific Journal*, *3*(34).

Access to wage employment in Côte d'Ivoire: A sequential Logit model analysis

Abstract - This article analyzes the determinants of access to wage employment in Côte d'Ivoire based on labor market segmentation theories (Doeringer and Piore, 1971) and job search theories (McCall, 1970). Using data from the 2018 *Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel* [Integrated Regional Survey on Employment and the Informal Sector], the results of a sequential Logit model show that age (experience) and, above all, the level of education play a decisive role: holders of a high school diploma/baccalaureate (32.2%), an undergraduate degree (35.8%), and a graduate degree (32.8%) have a higher probability of accessing the public sector. Conversely, the private sector tends to favor men and urban residents, particularly in Abidjan. Social networks, direct applications to employers, and placement services emerge as the most effective channels for securing private wage employment.

Keywords

Sequential Logit model
Labor market
Wage employment
Côte d'Ivoire