

Inégalités d'accès au premier emploi des jeunes diplômés au Maroc : quels enseignements pour l'orientation des dépenses sociales ?

Inequalities in access to the first job among young graduates in Morocco: what lessons for the allocation of social expenditure?.

Auteur 1 : BARIZ Ahmed.

Auteur 2 : AJBABDI Ikram.

Auteur 3 : ANOUALIGH Jamaa.

BARIZ Ahmed, (PhD)

1 Laboratoire MIRA, Faculté d'Économie et de Gestion de Guelmim, Université Ibn Zohr, Maroc

AJBABDI Ikram, (PhD)

2 Laboratoire MIRA, Faculté d'Économie et de Gestion de Guelmim, Université Ibn Zohr, Maroc

ANOUALIGH Jamaa, (MCH)

3 Laboratoire MIRA, Faculté d'Économie et de Gestion de Guelmim, Université Ibn Zohr, Maroc

Déclaration de divulgation : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

Conflit d'intérêts : Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : BARIZ .A, AJBABDI .I & ANOUALIGH .J (2026) « Inégalités d'accès au premier emploi des jeunes diplômés au Maroc : quels enseignements pour l'orientation des dépenses sociales ? », African Scientific Journal « Volume 03, Num 38 » pp: 001 – 031.



DOI : 10.5281/zenodo.23337803

Copyright © 2026 – ASJ



Résumé

Cet article analyse les inégalités d'accès au premier emploi des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur au Maroc et en tire des enseignements pour l'orientation des dépenses sociales. À partir d'un extrait de micro-données d'une enquête de l'Instance nationale d'évaluation (INE-CSEFRS) portant sur des jeunes diplômés âgés de 15 à 29 ans, la durée d'attente du premier emploi est analysée à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier et d'un modèle semi-paramétrique de Cox à risques proportionnels. Dix hypothèses issues des théories du capital humain, du signal, de la recherche d'emploi et de l'appariement sont testées. Les résultats montrent que les diplômés des établissements à accès ouvert et ceux dont le père appartient à une catégorie socioprofessionnelle moyenne ou défavorisée accèdent nettement moins vite à leur premier emploi. Le désavantage des femmes est significatif mais non constant dans le temps. Ces résultats plaident pour un ciblage des dépenses d'intermédiation et d'insertion sur les diplômés des établissements à accès ouvert et sur les jeunes dépourvus de réseaux familiaux, ainsi que pour un rééquilibrage des moyens alloués aux établissements qui forment la majorité des diplômés.

Mots clés : Jeunes diplômés ; Premier emploi ; Inégalités d'insertion ; Modèle de Cox ; Dépenses sociales.

Abstract

This paper examines inequalities in access to the first job among young higher-education graduates in Morocco and draws lessons for the allocation of social expenditure. Using micro-data extracted from a survey by the National Evaluation Authority (INE-CSEFRS) covering 163 graduates aged 15 to 29, the waiting time before the first job is analysed with the Kaplan-Meier estimator and a semi-parametric Cox proportional hazards model. Ten hypotheses derived from human capital, signalling, job search and matching theories are tested. The results show that graduates of open-access institutions and those whose father belongs to a middle or disadvantaged socio-professional category find their first job markedly more slowly. Women's disadvantage is significant but not constant over time. These findings call for targeting intermediation and integration spending on open-access graduates and on young people without family networks, and for rebalancing the resources allocated to the institutions that train most graduates.

Keywords: Young graduates; First job; Labour market inequalities; Cox model; Social expenditure.

Introduction

L'investissement dans le capital humain, à travers l'éducation supérieure, est largement reconnu comme un levier essentiel pour accéder à des opportunités professionnelles prometteuses et contribuer au développement socio-économique. Au Maroc, cependant, la transition des jeunes diplômés du système éducatif vers le marché du travail reste marquée par des défis structurels significatifs. Chaque année, les universités et établissements d'enseignement supérieur forment des milliers de diplômés, mais une proportion notable d'entre eux peine à s'insérer rapidement dans le monde professionnel. Selon le Haut-Commissariat au Plan (HCP, 2023), le taux de chômage des titulaires d'un diplôme de niveau supérieur atteignait 25,8 % en 2022, contre 11,8 % pour l'ensemble de la population active ; parmi ces chômeurs diplômés, 72,2 % n'avaient jamais travaillé et 78,5 % étaient au chômage depuis au moins douze mois. Ces chiffres traduisent notamment une inadéquation persistante entre les compétences acquises et les besoins du marché du travail.

Ce paradoxe soulève une question cruciale : pourquoi certains jeunes diplômés parviennent-ils à décrocher un emploi rapidement, tandis que d'autres subissent des périodes de chômage prolongées ? Cette problématique, au cœur des débats sur l'employabilité des jeunes au Maroc, nécessite une analyse approfondie des facteurs qui influencent la durée d'attente avant l'obtention d'un premier emploi. Ces facteurs englobent des dimensions individuelles (niveau d'éducation, compétences, réseau social), contextuelles (dynamiques régionales du marché du travail) et socio-économiques (ressources familiales, statut socioprofessionnel des parents). En outre, les écarts selon le genre, l'origine sociale et le type d'établissement fréquenté font de cette transition un lieu de reproduction des inégalités. L'enquête nationale de l'INE-CSEFRS (2021) indique ainsi que les lauréats de la promotion 2014 ont attendu en moyenne 10,8 mois leur premier emploi et que, quatre ans après le diplôme, le taux de chômage atteignait 18,7 % parmi les diplômés des établissements universitaires à accès ouvert, contre 8,5 % parmi ceux des établissements à accès régulé.

Cet article a pour sujet les inégalités d'accès au premier emploi des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur au Maroc, appréhendées à travers la durée d'attente qui sépare l'obtention du diplôme de l'accès au premier emploi. La problématique qui en découle est la suivante : quels sont les facteurs individuels, familiaux et institutionnels qui influencent la durée d'attente du premier emploi des jeunes diplômés au Maroc, et quels enseignements en tirer pour l'orientation des dépenses sociales ?

L'objectif général de cet article est d'identifier les facteurs individuels, familiaux et institutionnels qui déterminent la durée d'attente du premier emploi des jeunes diplômés marocains âgés de 15 à 29 ans, et d'en tirer des enseignements pour l'orientation des dépenses sociales. Il se décline en trois objectifs spécifiques : (i) décrire la distribution de la durée d'attente du premier emploi, en tenant compte des diplômés encore sans emploi à la fin de la période d'observation ; (ii) identifier, toutes choses égales par ailleurs, les caractéristiques individuelles, familiales et institutionnelles associées à un accès plus lent au premier emploi ; (iii) en déduire des orientations pour le ciblage des dépenses sociales consacrées à l'insertion des diplômés. La question est d'autant plus actuelle que le Maroc a engagé une refonte de sa protection sociale (loi-cadre n° 09-21) et généralise le ciblage des aides publiques à partir du Registre social unifié (loi n° 72-18) : savoir quels diplômés attendent le plus longtemps leur premier emploi permet de mieux orienter les dispositifs publics d'insertion. Pour atteindre ces objectifs, nous formulons dix hypothèses, issues de la littérature et des spécificités du marché du travail marocain, que nous testons, selon une démarche hypothético-déductive, à l'aide d'un modèle de Cox à risques proportionnels estimé sur des micro-données de l'Instance nationale d'évaluation (INE-CSEFRS). La contribution de l'article est double : documenter, sur données individuelles marocaines, le rôle conjoint de l'origine sociale et du type d'établissement dans la durée d'accès au premier emploi, et traduire ces résultats en critères de ciblage de la dépense publique d'insertion.

Pour répondre à cette problématique, l'article est structuré en quatre sections, suivies d'une conclusion. La première section présente le cadre conceptuel, les fondements théoriques et la revue de la littérature empirique dont découlent les hypothèses de recherche. La deuxième section expose le positionnement épistémologique et la démarche méthodologique, ainsi que les données et le modèle retenus. La troisième section présente les résultats des analyses descriptives, de l'estimateur de Kaplan-Meier et du modèle de Cox. La quatrième section discute ces résultats, en tire des enseignements pour l'orientation des dépenses sociales et en précise les limites. La conclusion synthétise les principaux résultats, leurs implications pour l'action publique et les perspectives de recherche.

1. Revue de littérature

Le temps écoulé pour qu'un jeune diplômé accède au premier emploi représente un indicateur important mesurant la facilité d'entrer sur le marché du travail. Certaines personnes réussissent à trouver rapidement leurs premiers emplois, tandis que d'autres rencontrent des difficultés pour en décrocher, ce qui rend cette durée très longue. Avant de traiter les facteurs théoriques qui influencent cette durée d'attente du premier emploi, il est crucial d'abord de préciser les concepts clés tels que les jeunes diplômés, le marché du travail et la durée de chômage.

1.1. Cadre conceptuel

1.1.1. La jeunesse : précisions à propos d'un concept

Bien qu'il soit difficile de donner une fourchette d'âge précise pour définir la catégorie des jeunes, les définitions statistiques retiennent le plus souvent les tranches de 15 à 24 ans ou de 15 à 29 ans; c'est cette seconde tranche qui est retenue dans cet article. L'absence d'une définition internationale universellement admise rend les définitions existantes très restrictives, car elles n'adoptent que le seul critère de l'âge, excluant ainsi d'autres critères tels que le milieu social, l'état de santé physique et mentale, ou encore les besoins particuliers liés à la situation familiale (Gauthier, 2005).

Pour Regnault (2016), au sein d'une catégorie de population jeune, il existe une grande diversité en termes de niveau de compétences, capacités d'adaptation, intérêt pour le travail, ou encore les différentes expériences vécues. Un jeune est associé à une période de vie marquée par l'apprentissage, la formation et une semi-autonomie financière. Bloom, Canning et Sevilla (2003) considèrent une population jeune comme un dividende démographique et une composante importante de l'économie d'un pays, si les gouvernements et les entreprises investissent dans l'éducation, la santé et la formation professionnelle de ces jeunes.

1.1.2. Quels diplômés : de qui parle-t-on ?

Un diplôme est une attestation indiquant que l'individu a acquis certaines connaissances et qualifications lui permettant d'atteindre un certain niveau dans un domaine donné. Les jeunes ayant obtenu un diplôme de l'enseignement supérieur, sortant d'une formation initiale et cherchant à occuper un emploi stable, ne peuvent pas être considérés comme une classe sociale au sens marxiste : chaque jeune diplômé possède son propre parcours et un objectif différent. Ils ne constituent pas un ensemble homogène, ayant des niveaux de qualification différents, des origines sociales et géographiques diverses, ayant fréquenté des universités ou des instituts différents, et n'ayant pas suivi les mêmes filières. Ces diplômés peuvent être distingués selon la nature de l'établissement

(public ou privé), le type de filière (fondamentale ou professionnelle) et le mode d'accès à l'établissement. Au Maroc, cette dernière distinction est centrale : les établissements universitaires à accès ouvert (facultés) admettent sans sélection les titulaires du baccalauréat de la filière correspondante, tandis que les établissements à accès limité, dits aussi à accès régulé (écoles d'ingénieurs, écoles nationales de commerce et de gestion, écoles supérieures de technologie, facultés des sciences et techniques, facultés de médecine, etc.), sélectionnent leurs étudiants à l'entrée.

1.1.3. Marché du travail

Dans une économie, le marché du travail est d'une importance primordiale. Il s'agit d'un lieu où se confrontent les offres et les demandes d'emploi. C'est donc le lieu sur lequel se détermine la façon dont le capital humain est affecté aux employeurs (Houria, 2013). Mériaux (1978) montre que le marché du travail se caractérise par trois concepts clés : la mobilité, la segmentation et le bassin d'emploi. La mobilité désigne la capacité des travailleurs à changer d'emploi ou de lieu de travail selon les opportunités. La segmentation se réfère à la division du marché du travail en différents sous-ensembles homogènes en fonction de critères comme le niveau de qualification, le sexe ou l'expérience. Quant au bassin d'emploi, il désigne la zone géographique où se concentrent les emplois et les travailleurs.

1.1.4. Insertion professionnelle : itinéraire complexe

L'insertion professionnelle correspond au processus par lequel un jeune sortant du système éducatif intègre le marché du travail. Ce cheminement peut varier en termes de durée, étant long pour certains et court pour d'autres. Vincens (1997) a décrit l'insertion professionnelle comme possédant un état initial et un état final. L'état initial peut prendre différentes formes : l'entrée dans la vie active, ou la sortie du système éducatif. L'état final correspond à l'accès au premier emploi, qui peut être temporaire et inadéquat avec la formation, ou bien stable et associé à une autonomie financière. Selon Vincens, l'insertion professionnelle ne se limite pas à un événement unique mais constitue un processus non linéaire pouvant comporter des périodes de chômage, d'inactivité, de prolongement des études ou de stages (Vincens, 1981). Vernières (1997) insiste également sur la dynamique de ce processus et la nécessité d'outils de mesure temporels.

1.2. Explications théoriques : de la demande d'éducation à la demande d'emploi

L'accès au premier emploi correspond au résultat d'un double investissement : dans la formation d'une part et dans la recherche d'emploi d'autre part.

1.2.1. Théorie du capital humain

L'idée que les compétences acquises par l'éducation constituent une forme de capital remonte aux économistes classiques. Schultz (1961) a donné au concept de capital humain sa formulation moderne, que Becker (1964) a systématisée : l'éducation y est un investissement dont le rendement prend la forme de gains de productivité et de revenus futurs. Becker (1962) distingue la formation générale, transférable d'une entreprise à l'autre, de la formation spécifique, propre à l'entreprise qui la dispense. Mincer (1974) montre que la scolarité n'est qu'une composante du capital humain, à côté de l'expérience professionnelle. Balsan (2000) souligne toutefois que cette théorie a été développée en période de plein emploi et qu'il est nécessaire, dans les économies modernes, de prendre en compte le risque de chômage.

1.2.2. Théorie du signal

Selon la théorie du signal (Spence, 1973), l'employeur, qui n'observe pas directement la productivité des candidats, s'appuie sur des caractéristiques observables et coûteuses à acquérir, au premier rang desquelles le diplôme. L'éducation n'y est pas d'abord un moyen d'accroître la productivité : elle permet aux individus les plus aptes de se distinguer dans un contexte d'information imparfaite. Appliquée au Maroc, cette logique suggère que la sélectivité de l'établissement qui délivre le diplôme constitue en elle-même un signal d'aptitude, au-delà du seul niveau du diplôme.

1.2.3. Théories de la recherche d'emploi et de l'appariement

Les théories de la recherche d'emploi partent de l'idée que l'information sur les offres et les salaires est imparfaite et coûteuse à obtenir (Stigler, 1962). Dans le modèle séquentiel de McCall (1970), le demandeur d'emploi accepte la première offre dont le salaire dépasse son salaire de réserve ; la durée du chômage dépend alors de la fréquence d'arrivée des offres et du niveau de ce salaire de réserve. Pour les diplômés issus de milieux favorisés, deux mécanismes opposés en découlent : les ressources familiales peuvent élever leur salaire de réserve et allonger leur recherche, tandis que les réseaux de leurs parents peuvent accroître la fréquence des offres et l'écourter. Pissarides (1990) et Mortensen et Pissarides (1994) formalisent par ailleurs le processus d'appariement entre offre et demande de travail, influencé par la tension du marché et par des coûts de recherche. Ces frictions sont de trois ordres : temporelles (délais de recrutement), qualitatives (écart entre compétences détenues et recherchées) et géographiques.

1.3. Revue de littérature empirique

Les recherches qui ont exploré le thème des déterminants de la durée du chômage des jeunes diplômés présentent une diversification dans le temps et dans l'espace. La plupart des études ont montré que le sexe est un facteur déterminant. Dans une étude de Joutard et Werquin (1992), les hommes trouvent rapidement un emploi stable, tandis que les femmes éprouvent des difficultés à entrer sur le marché du travail. Une enquête de Boutaleb (2014) auprès des lauréats de l'ENCG et de l'ENSA montre que le temps consacré à la recherche du premier emploi est plus long pour les femmes (9 mois) que pour les hommes. Tansel et Tasci (2004) trouvent un résultat similaire en Turquie.

L'âge influence également la durée du chômage. Benhabib (2017) constate, dans le cas algérien, que les jeunes âgés de 15 à 24 ans sont les plus touchés par le chômage. Au Maroc, El Aoufi et Bensaïd (2005) montrent que le chômage des jeunes en milieu urbain reste significativement plus élevé qu'en milieu rural. Lynch (1989) montre que l'investissement en capital humain représente un facteur clé. Kupets (2006), à partir de données longitudinales ukrainiennes (1998-2002) et d'un modèle de Cox, montre que les individus ayant un niveau d'éducation plus élevé trouvent rapidement un emploi.

Mourji et Gouch (2008) ont trouvé que les chances d'avoir rapidement un emploi sont liées à la filière de formation : au Maroc, les jeunes ayant un bac scientifique ou technique ont un avantage. D'après Konaté (2017, cité par Claude, 2022), les principaux déterminants sont la filière et la mention du diplôme. Deming (2017) indique que le manque de soft skills empêche l'accès à certains emplois. Au Maroc, Jouhari et Ezzahid (2023) montrent qu'une formation en soft skills augmente la chance de trouver un emploi de 10,5 %.

Concernant l'origine sociale, Verhaeghe, Li et Van de Putte (2013) montrent en Belgique que les parents appartenant à une classe sociale élevée sont mieux connectés au marché du travail, ce qui facilite l'insertion de leurs enfants. Kramarz et Skans (2014) montrent, sur données suédoises, que les réseaux professionnels des parents jouent un rôle important dans l'accès des jeunes à leur premier emploi. Lopez et Thomas (2006) montrent qu'en France les jeunes dont le père est ouvrier rencontrent plus de difficultés d'insertion que ceux dont le père est cadre, tout en soulignant que cet écart tient en grande partie au niveau de diplôme atteint.

Les autres variables explicatives retenues dans cette étude trouvent également leur source dans la littérature. Le niveau d'instruction des parents renvoie au capital culturel transmis au sein de la famille, dont Bourdieu (1979) distingue trois états (incorporé, objectivé et institutionnalisé, ce

dernier correspondant aux titres scolaires), ainsi qu'aux investissements que les parents consacrent au capital humain de leurs enfants (Becker & Toms, 1986) ; les hypothèses relatives à l'instruction des parents (section 1.4) dérivent principalement de ce cadre théorique. L'activité professionnelle des parents élargit, quant à elle, le réseau de relations mobilisable lors de la recherche d'emploi, dont Granovetter (1973) a montré le rôle dans la circulation de l'information sur les emplois disponibles. Kramarz et Skans (2014) indiquent en outre que les jeunes recrutés par l'intermédiaire de leurs parents accèdent plus rapidement à l'emploi, et Lopez et Thomas (2006) observent, en France, que les jeunes dont la mère est inactive sont davantage exposés à une longue période sans emploi que ceux dont la mère est active. Le rang dans la fratrie influence, pour sa part, l'accumulation de capital humain : en Norvège, les enfants nés plus tard dans la fratrie atteignent un niveau d'éducation plus faible que leurs aînés (Black, Devereux & Salvanes, 2005). Enfin, le type d'établissement est retenu en raison des écarts d'insertion relevés par l'enquête nationale de l'INE-CSEFRS (2021) entre établissements à accès ouvert et établissements à accès régulé, écarts que la théorie du capital humain (Becker, 1964) et celle du signal (Spence, 1973) permettent d'interpréter.

Au Maroc, chaque nouvelle cohorte de diplômés arrive sur un marché du travail où le chômage des diplômés reste structurellement élevé (HCP, 2023), alors que les travaux sur les déterminants de la durée d'attente du premier emploi demeurent peu nombreux. C'est dans cette perspective que notre étude s'articule autour de la problématique suivante : quels sont les facteurs individuels, familiaux et institutionnels qui influencent la durée d'attente du premier emploi des jeunes diplômés au Maroc, et quels enseignements en tirer pour l'orientation des dépenses sociales ?

1.4. Hypothèses de recherche

Les hypothèses testées découlent des cadres théoriques et des travaux empiriques présentés ci-dessus. Chacune est associée à une variable explicative, mesurée par un item de l'enquête de l'INE-CSEFRS dont sont issues nos données (section 2.2). Le tableau N°1 précise, pour chaque hypothèse, la variable et l'item mobilisés, l'effet attendu sur la durée d'attente ainsi que les sources théoriques et empiriques dont elle découle ; le codage des modalités retenu pour l'estimation figure au tableau N°4.

H1 (sexe) : les femmes diplômées attendent plus longtemps leur premier emploi que les hommes (Boutaleb, 2014 ; Joutard & Werquin, 1992 ; Tansel & Tasci, 2004).

H2 (âge) : la durée d'attente varie selon l'âge du diplômé (Benhabib, 2017).

H3 (type d'établissement) : les diplômés des établissements à accès limité accèdent plus rapidement à leur premier emploi que ceux des établissements à accès ouvert (Becker, 1964 ; Spence, 1973 ; INE-CSEFRS, 2021).

H4 (ordre familial) : le rang dans la fratrie influence la durée d'attente, les aînés, plus souvent appelés à contribuer aux ressources du ménage, pouvant fixer un salaire de réserve plus bas (McCall, 1970) et atteignant en moyenne un niveau d'éducation plus élevé (Black et al., 2005).

H5 (instruction du père) : un niveau d'instruction élevé du père réduit la durée d'attente, par la transmission d'un capital culturel valorisé sur le marché du travail (Bourdieu, 1979 ; Becker & Toms, 1986).

H6 (instruction de la mère) : un niveau d'instruction élevé de la mère réduit la durée d'attente, par le même mécanisme (Bourdieu, 1979 ; Becker & Toms, 1986).

H7 (catégorie socioprofessionnelle du père) : les diplômés dont le père appartient à une catégorie favorisée accèdent plus rapidement à leur premier emploi (Kramarz & Skans, 2014 ; Lopez & Thomas, 2006 ; Verhaeghe et al., 2013).

H8 (statut professionnel de la mère) : l'activité professionnelle de la mère réduit la durée d'attente, en élargissant le réseau familial mobilisable (Granovetter, 1973 ; Kramarz & Skans, 2014 ; Lopez & Thomas, 2006).

H9 (type de diplôme) : un niveau de diplôme plus élevé réduit la durée d'attente (Kupets, 2006 ; Lynch, 1989).

H10 (filière) : la filière de formation influence la durée d'attente (Mourji & Gouch, 2008 ; Konaté, 2017, cité par Claude, 2022).

Tableau N°1 : Synthèse des hypothèses, des variables explicatives, des items et de leurs sources

Hypothèse	Variable (code) et item de l'enquête INE-CSEFRS	Effet attendu sur la durée d'attente	Fondements théoriques	Travaux empiriques
H1 (sexe)	SEXE : sexe du diplômé (homme ; femme)	Plus longue pour les femmes	Segmentation du marché du travail (Mériaux, 1978)	Joutard & Werquin (1992) ; Tansel & Tasci (2004) ; Boutaleb (2014)

Hypothèse	Variable (code) et item de l'enquête INE-CSEFRS	Effet attendu sur la durée d'attente	Fondements théoriques	Travaux empiriques
H2 (âge)	AGE : tranche d'âge du diplômé (15-23 ans ; 24-29 ans)	Variable selon l'âge (hypothèse non orientée)	Capital humain : scolarité et expérience (Mincer, 1974)	Benhabib (2017)
H3 (type d'établissement)	TETAB : mode d'accès à l'établissement qui a délivré le diplôme (accès ouvert ; accès limité)	Plus longue pour les diplômés des établissements à accès ouvert	Signal (Spence, 1973) ; capital humain (Becker, 1964)	INE-CSEFRS (2021)
H4 (ordre familial)	OF : rang dans la fratrie (aîné(e) ; milieu de la fratrie ; cadet(te))	Plus courte pour les aînés	Recherche d'emploi et salaire de réserve (McCall, 1970)	Black et al. (2005)
H5 (instruction du père)	NIP : niveau d'instruction du père (aucun ; primaire ; intermédiaire ; études supérieures)	Plus longue lorsque le père est peu instruit	Capital culturel (Bourdieu, 1979) ; transmission du capital humain (Becker & Toms, 1986)	Hypothèse d'origine principalement théorique
H6 (instruction de la mère)	NIM : niveau d'instruction de la mère (aucun ; primaire ; intermédiaire ; études supérieures)	Plus longue lorsque la mère est peu instruite	Capital culturel (Bourdieu, 1979) ; transmission du capital humain (Becker & Toms, 1986)	Hypothèse d'origine principalement théorique
H7 (CSP du père)	CSP-Père : catégorie socioprofessionnelle du père (favorisée ; moyenne ; défavorisée)	Plus longue pour les catégories moyenne et défavorisée	Recherche d'emploi (McCall, 1970) ; réseaux sociaux (Granovetter, 1973)	Lopez & Thomas (2006) ; Verhaeghe et al. (2013) ; Kramarz & Skans (2014)
H8 (statut professionnel de la mère)	SP-Mère : situation de la mère vis-à-vis de l'activité (active ; inactive)	Plus longue lorsque la mère est inactive	Réseaux sociaux (Granovetter, 1973)	Lopez & Thomas (2006) ; Kramarz & Skans (2014)

Hypothèse	Variable (code) et item de l'enquête INE-CSEFRS	Effet attendu sur la durée d'attente	Fondements théoriques	Travaux empiriques
H9 (type de diplôme)	TDIP : diplôme obtenu (DUT ; licence ; master et plus)	Plus longue pour les diplômés de niveau inférieur au master	Capital humain (Becker, 1964) ; signal (Spence, 1973)	Lynch (1989) ; Kupets (2006)
H10 (filière)	FLR : filière du diplôme (mathématiques et ingénierie ; économie, finance et comptabilité ; biologie ; physique-chimie ; lettres et arts ; droit)	Variable selon la filière (hypothèse non orientée)	Appariement et frictions qualitatives (Mortensen & Pissarides, 1994)	Mourji & Gourch (2008) ; Konaté (2017, cité par Claude, 2022)

Source : construction des auteurs à partir de la revue de littérature.

2. Méthodologie

2.1. Positionnement épistémologique et démarche méthodologique

Cette recherche s'inscrit dans une posture épistémologique positiviste, dominante en économie du travail. La durée d'attente du premier emploi y est considérée comme une réalité observable et mesurable, indépendante du chercheur, dont il s'agit d'expliquer les variations par des facteurs identifiables. La visée de la recherche est donc explicative : il s'agit moins de comprendre le sens que les diplômés donnent à leur parcours d'insertion que de mesurer l'association entre leurs caractéristiques individuelles, familiales et institutionnelles et la durée de ce parcours. Dans cette perspective, une théorie est jugée à sa capacité à produire des prédictions confrontables aux faits observés (Friedman, 1953).

Le mode de raisonnement retenu est hypothético-déductif (Popper, 1973). Les dix hypothèses sont déduites des cadres théoriques et des travaux empiriques présentés dans la section 1, puis confrontées aux données au moyen de tests statistiques : une hypothèse est considérée comme confirmée, au sens d'une corroboration provisoire, lorsque le coefficient de la variable qui lui est associée est significatif et, pour les hypothèses orientées, de signe conforme à celui attendu ; elle est considérée comme non confirmée dans le cas contraire. Cette démarche appelle une approche quantitative, mise en œuvre sur des données secondaires issues d'une enquête nationale de l'INE-CSEFRS, que les auteurs n'ont pas collectées.

Le choix des modèles de durée découle de la nature de la variable étudiée : la durée d'attente du premier emploi est censurée à droite pour 54 % des diplômés de l'échantillon (tableau N°2), encore sans emploi à la fin de la période d'observation. Les modèles de durée, couramment mobilisés en économie du travail pour analyser le chômage (Kiefer, 1988 ; Kupets, 2006), exploitent l'information apportée par ces observations incomplètes, alors qu'une régression linéaire les traiterait à tort comme des durées achevées et qu'un modèle logit ou probit réduirait l'information disponible au seul fait d'avoir trouvé un emploi. Parmi ces modèles, nous retenons l'estimateur non paramétrique de Kaplan-Meier, qui décrit la distribution des durées sans hypothèse sur sa forme, et le modèle semi-paramétrique de Cox, qui mesure l'effet de chaque covariable sur le risque d'accès au premier emploi sans imposer de forme à la fonction de risque de base, faute de fondement théorique permettant de choisir a priori une loi paramétrique (exponentielle, Weibull) pour cette fonction (section 2.3).

2.2 Données

L'objectif de cette étude est d'identifier les déterminants de la durée d'attente du premier emploi des jeunes diplômés. À cette fin, un extrait de la base de données d'une enquête de l'Instance nationale d'évaluation (INE-CSEFRS), couvrant la période 2012-2016, nous a été confié. Il contient, dans son état brut, plus de 30 variables et 212 individus. Après traitement (suppression des valeurs aberrantes et des observations incomplètes), l'échantillon analysé compte 163 diplômés de l'enseignement supérieur âgés de 15 à 29 ans. La variable dépendante est la durée d'attente, mesurée en mois, entre l'obtention du diplôme et l'accès au premier emploi. L'événement étudié est l'accès au premier emploi ; les diplômés qui n'avaient pas encore accédé à un emploi à la fin de la période d'observation sont traités comme des observations censurées à droite.

Les traitements économétriques (estimateur de Kaplan-Meier, modèle de Cox à risques proportionnels et tests associés) ont été réalisés avec le langage Python, à l'aide notamment des bibliothèques lifelines et scikit-survival.

2.3 Modèle

L'analyse de survie est un domaine particulier de la statistique. Elle est principalement utilisée pour analyser les données de durée et consiste à suivre les individus dans le temps jusqu'à la réalisation de l'événement d'intérêt. Contrairement à la régression linéaire ou logistique, elle prend en compte les observations censurées, c'est-à-dire celles où l'événement ne s'est pas encore produit à la fin de la période d'observation. Dans notre contexte, nous suivons les jeunes diplômés dans le temps

jusqu'à l'obtention de leur premier emploi ; les données censurées sont donc celles où l'état final du jeune diplômé est inconnu.

L'analyse de survie distingue trois approches : (i) l'approche paramétrique (modèles de régression paramétrique) ; (ii) l'approche semi-paramétrique (modèle de Cox) ; et (iii) l'approche non paramétrique (Nelson-Aalen, Kaplan-Meier).

2.4 Modèle de Cox à risques proportionnels

La fonction de risque de Cox (Cox, 1972) s'écrit :

$$h(t | X_i) = h_0(t) \cdot \exp(\beta'X_i)$$

où $h(t | X_i)$ est la fonction de risque de l'individu i , c'est-à-dire le taux instantané d'accès au premier emploi à la date t pour un diplômé encore sans emploi juste avant t ; $h_0(t)$ est la fonction de risque de base, commune à tous les individus et laissée non spécifiée ; X_i est le vecteur des covariables et β celui des coefficients. Ce qui caractérise ce modèle est la possibilité d'estimer β sans spécifier la forme de $h_0(t)$, par le maximum de vraisemblance partielle (Cox, 1972).

Pour deux individus de covariables x_1 et x_2 , le rapport des fonctions de risque (hazard ratio, HR) est :

$$h(t | x_1) / h(t | x_2) = \exp[\beta'(x_1 - x_2)]$$

Ce rapport est indépendant du temps : c'est l'hypothèse de risques proportionnels, qui doit être testée. L'événement étant ici l'accès au premier emploi, un HR supérieur à 1 signifie un accès plus rapide au premier emploi (durée d'attente plus courte) que pour la modalité de référence, et un HR inférieur à 1 un accès plus lent (durée d'attente plus longue). La vraisemblance partielle de Cox (Saint Pierre, 2015) s'écrit :

$$L(\beta) = \prod_i \exp(\beta'x_i) / \sum_{\ell \in R(t_i)} \exp(\beta'x_\ell)$$

où le produit porte sur les individus i pour lesquels l'événement est observé (observations non censurées), t_i désigne leur durée d'attente et $R(t_i)$ l'ensemble des individus encore à risque, c'est-à-dire toujours sans emploi et non censurés, juste avant t_i . Les durées étant mesurées en mois, les ex aequo sont traités par la méthode d'Efron.

3. Résultats

3.1. Analyses descriptives

Le tableau N°2 présente la répartition des observations selon leur statut à la fin de la période d'observation et le tableau N°3 les principales caractéristiques de l'échantillon. Le V de Cramér, calculé à partir du test d'indépendance du khi-deux pour chaque couple de variables explicatives,

ne dépasse 0,5 pour aucun couple, ce qui écarte une association forte entre les covariables (résultats disponibles auprès des auteurs).

Tableau N°2 : Distribution des états de survie

État de survie	Fréquence	Pourcentage (%)
Censurés	88	53,99
Non censurés	75	46,01
Total	163	100,00

Source : construction des auteurs à partir des données de l'enquête INE-CSEFRS 2012-2016 (INE-CSEFRS, 2021).

Tableau N°3 : Caractéristiques de l'échantillon (N = 163)

Variable et modalité	Effectif	Pourcentage (%)
Sexe		
Homme	92	56,44
Femme	71	43,56
Catégorie socioprofessionnelle du père		
Favorisée	24	14,72
Moyenne	97	59,51
Défavorisée	42	25,77
Type d'établissement		
Accès ouvert	40	24,54
Accès limité	123	75,46
Type de diplôme		
DUT	15	9,20
Licence	76	46,63
Master et plus	72	44,17
Filière du diplôme		
Mathématiques et ingénierie	44	26,99
Économie, finance et comptabilité	63	38,65
Biologie	24	14,72
Physique-chimie	14	8,59
Lettres et arts	8	4,91

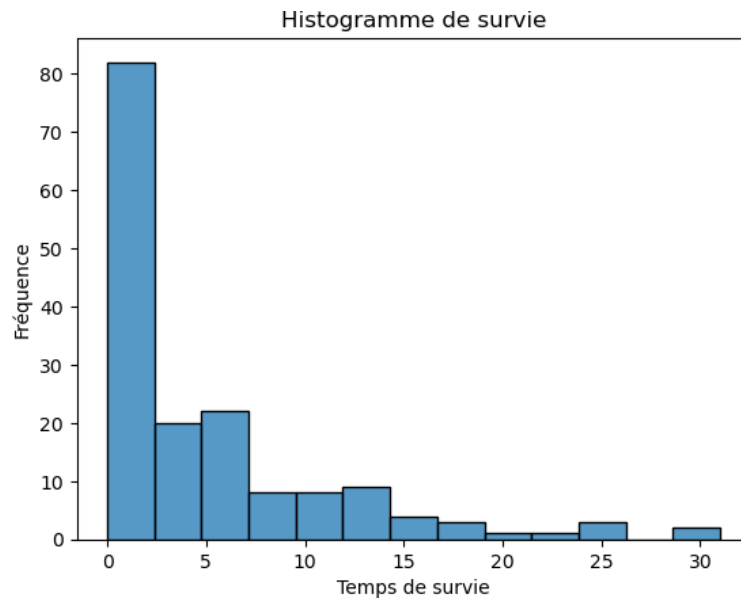
Variable et modalité	Effectif	Pourcentage (%)
Droit	10	6,13
Ordre familial		
Aîné(e)	48	29,45
Milieu de la fratrie	74	45,40
Cadet(te)	41	25,15
Niveau d'instruction du père		
Aucun	29	17,79
Primaire	31	19,02
Intermédiaire	57	34,97
Études supérieures	46	28,22
Niveau d'instruction de la mère		
Aucun	67	41,10
Primaire	22	13,50
Intermédiaire	40	24,54
Études supérieures	34	20,86

Source : construction des auteurs à partir des données de l'enquête INE-CSEFRS 2012-2016 (INE-CSEFRS, 2021).

3.2. Caractéristiques de survie des jeunes diplômés

Sur les 163 diplômés de l'échantillon, 75 ont accédé à un premier emploi pendant la période d'observation (observations non censurées), tandis que 88 n'y avaient pas encore accédé (observations censurées). L'histogramme des durées observées (figure N°1) présente une distribution asymétrique unimodale, avec un pic marqué entre 0 et 2 mois : un nombre important d'individus n'a connu qu'une très courte période d'attente. Le nombre d'individus diminue ensuite progressivement avec la durée.

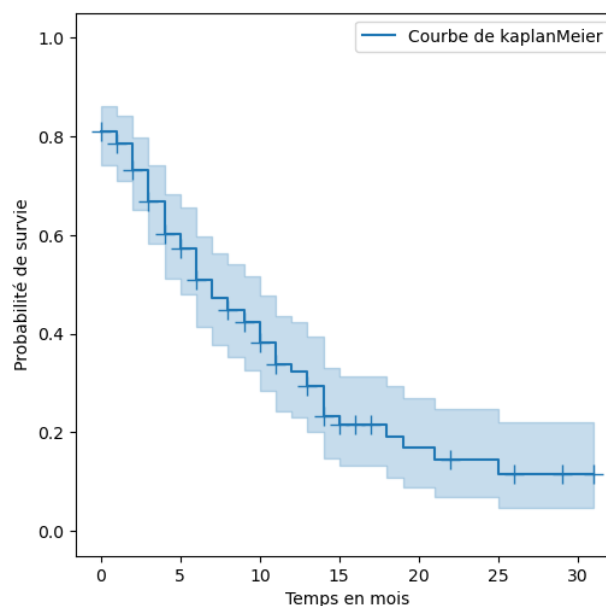
Figure N°1 : Histogramme des durées d'attente observées (en mois)



Source : construction des auteurs à partir des données de l'enquête INE-CSEFRS 2012-2016 (INE-CSEFRS, 2021).

La courbe de Kaplan-Meier (Kaplan & Meier, 1958) représente la probabilité estimée d'être encore sans premier emploi en fonction de la durée écoulée depuis l'obtention du diplôme (figure N°2). Elle décroît progressivement : la durée médiane d'attente estimée se situe autour de sept mois.

Figure N°2 : Courbe de survie de Kaplan-Meier (probabilité d'être encore sans premier emploi)



Source : construction des auteurs à partir des données de l'enquête INE-CSEFRS 2012-2016 (INE-CSEFRS, 2021).

3.3. Spécification et estimation du modèle de Cox

Compte tenu de la nature censurée de la variable dépendante et des hypothèses formulées (section 1.4), le modèle de Cox estimé s'écrit :

$$h(t | X_i) = h_0(t) \cdot \exp(\beta_1' \text{SEXE}_i + \beta_2' \text{AGE}_i + \beta_3' \text{TETAB}_i + \beta_4' \text{OF}_i + \beta_5' \text{NIP}_i + \beta_6' \text{NIM}_i + \beta_7' \text{CSP-Père}_i + \beta_8' \text{SP-Mère}_i + \beta_9' \text{TDIP}_i + \beta_{10}' \text{FLR}_i)$$

où chaque terme $\beta_k' X_{ki}$ regroupe les coefficients des indicatrices des modalités de la variable k autres que sa modalité de référence, soit 21 coefficients au total (tableau N°4). L'individu de référence est un homme, appartenant à la catégorie d'âge 24-29 ans, diplômé d'un établissement à accès limité, titulaire d'un master et plus, dans une filière d'économie, finance et comptabilité, cadet dans la fratrie, dont le père est de niveau d'instruction « études supérieures » et de catégorie socioprofessionnelle « favorisée », et dont la mère est de niveau « études supérieures » et de statut professionnel « active ».

Tableau N°4 : Covariables du modèle et modalités de référence

Variable	Modalités estimées (modalité de référence)
SEXE	Sexe : femme (réf. : homme)
AGE	Tranche d'âge : 15-23 ans (réf. : 24-29 ans)
TETAB	Type d'établissement : accès ouvert (réf. : accès limité)
OF	Ordre familial : aîné(e), milieu de la fratrie (réf. : cadet(te))
NIP	Niveau d'instruction du père : aucun, primaire, intermédiaire (réf. : études supérieures)
NIM	Niveau d'instruction de la mère : aucun, primaire, intermédiaire (réf. : études supérieures)
CSP-Père	Catégorie socioprofessionnelle du père : moyenne, défavorisée (réf. : favorisée)
SP-Mère	Statut professionnel de la mère : inactive (réf. : active)
TDIP	Type de diplôme : DUT, licence (réf. : master et plus)
FLR	Filière : mathématiques et ingénierie, biologie, physique-chimie, lettres et arts, droit (réf. : économie, finance et comptabilité)

Source : construction des auteurs.

Le tableau N°5 présente les résultats d'estimation du modèle complet.

Tableau N°5 : Résultats d'estimation du modèle de Cox (modèle complet)

Variable	Coefficient (β)	Hazard Ratio	SE(β)
AGE (réf. : 24-29 ans)			
15-23 ans	0,29	1,34	0,28
SEXE (réf. : Homme)			
Femme	-0,84***	0,43	0,27
TETAB (réf. : Accès limité)			
Accès ouvert	-0,68*	0,51	0,40
OF (réf. : Cadet(te))			
Milieu de la fratrie	-0,12	0,89	0,30
Aîné(e)	-0,40	0,67	0,34
NIP (réf. : Études sup.)			
Aucun	-0,63	0,53	0,50
Primaire	-0,49	0,62	0,49
Intermédiaire	-0,09	0,92	0,30
NIM (réf. : Études sup.)			
Aucun	0,35	1,41	0,43
Primaire	-0,25	0,78	0,43
Intermédiaire	-0,11	0,89	0,35
CSP-Père (réf. : Favorisée)			
Défavorisée	-0,89**	0,41	0,40
Moyenne	-0,80**	0,45	0,32
TDIP (réf. : Master et +)			
Licence	-0,43	0,65	0,29
DUT	0,02	1,02	0,42
SP-Mère (réf. : Active)			

Variable	Coefficient (β)	Hazard Ratio	SE(β)
Inactive	0,16	1,17	0,31
FLR (réf. : Économie, finance et comptabilité)			
Mathématiques et ingénierie	-0,52	0,59	0,33
Biologie	-0,08	0,93	0,37
Physique-chimie	-0,36	0,70	0,51
Lettres et arts	0,26	1,30	0,52
Droit	-0,43	0,65	0,79

Note : niveaux de significativité : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. $N = 163$; 75 événements.

Source : construction des auteurs à partir des données de l'enquête INE-CSEFRS 2012-2016 (INE-CSEFRS, 2021).

Le modèle complet estime 21 coefficients pour 75 événements, soit moins de quatre événements par coefficient, ce qui justifie une procédure de sélection des variables. Celle-ci est réalisée par la méthode d'élimination progressive (backward selection) : à chaque étape, la variable la moins significative est retirée et le modèle est ré-estimé. À la septième étape, la variable AGE est supprimée, tandis que les variables SEXE, type d'établissement (TETAB) et catégorie socioprofessionnelle du père (CSP-Père) sont conservées dans le modèle (tableau N°6).

Tableau N°6 : Estimation du modèle de Cox après sélection (étape 7)

Variable	Coefficient (β)	Hazard Ratio	SE(β)
SEXE (réf. : Homme)			
Femme	-0,62***	0,54	0,23
TETAB (réf. : Accès limité)			
Accès ouvert	-0,88**	0,42	0,35
CSP-Père (réf. : Favorisée)			
Défavorisée	-0,68*	0,51	0,36
Moyenne	-0,69**	0,50	0,30

Note : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. $N = 163$; 75 événements.

Source : construction des auteurs.

3.4. Vérification de l'hypothèse de risques proportionnels

L'hypothèse de risques proportionnels est vérifiée à l'aide du test de Grambsch et Therneau (1994), fondé sur les résidus de Schoenfeld pondérés, appliqué au modèle du tableau N°6 avec deux transformations du temps, par l'estimateur de Kaplan-Meier (km) et par les rangs (rank) (figure N°3). L'hypothèse n'est pas rejetée pour TETAB et CSP-Père ($p \geq 0,30$). Pour SEXE, elle est rejetée au seuil de 5 % avec la transformation par les rangs ($p = 0,03$) et l'est presque avec la transformation de Kaplan-Meier ($p = 0,06$) : l'effet du sexe n'est donc pas constant dans le temps et son coefficient ne peut être interprété comme un effet unique valable sur toute la période. Nous retenons par conséquent, pour interpréter TETAB et CSP-Père, une spécification excluant SEXE (tableau N°7) ; la comparaison des tableaux N°6 et N°7 montre que ce retrait modifie peu ces deux coefficients, qui conservent leur signe, leur ordre de grandeur et leur significativité. L'effet du sexe est discuté séparément (section 4.2).

Figure N°3 : Test de l'hypothèse de risques proportionnels (modèle du tableau N°6)

		test_statistic	p	-log2(p)
CSP-Père_Défavorisé	km	0.53	0.47	1.10
	rank	1.07	0.30	1.73
CSP-Père_Moyen	km	0.27	0.60	0.73
	rank	0.64	0.42	1.24
SEXE_Femme	km	3.62	0.06	4.13
	rank	4.75	0.03	5.09
TETAB_Accès ouvert	km	0.41	0.52	0.94
	rank	0.30	0.58	0.78

Source : construction des auteurs.

Tableau N°7 : Résultats d'estimation du modèle de Cox final (hors SEXE)

Variable	Coefficient (β)	Hazard Ratio	SE(β)
TETAB (réf. : Accès limité)			
Accès ouvert	-0,87***	0,42	0,33
CSP-Père (réf. : Favorisée)			
Défavorisée	-0,81**	0,45	0,34

Variable	Coefficient (β)	Hazard Ratio	SE(β)
Moyenne	-0,72**	0,49	0,29

Note : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. $N = 163$; 75 événements.

Source : construction des auteurs.

4. Discussion

4.1. Interprétation des résultats significatifs

Trois variables sont associées de manière significative à la durée d'attente du premier emploi : le type d'établissement et la catégorie socioprofessionnelle du père, dont les effets sont stables dans le temps, ainsi que le sexe, dont l'effet varie au cours de la période d'attente. Les autres variables ne sont pas significatives au seuil de 10 %.

L'événement étant l'accès au premier emploi, un hazard ratio inférieur à 1 traduit un accès plus lent. Le hazard ratio des établissements à accès ouvert est de 0,42 : à tout moment, les diplômés de ces établissements ont un risque instantané d'accès au premier emploi inférieur d'environ 58 % à celui des diplômés des établissements à accès limité. De même, les hazard ratios des modalités « Défavorisée » et « Moyenne » de la catégorie socioprofessionnelle du père sont de 0,45 et 0,49 : par rapport aux diplômés dont le père appartient à la catégorie « Favorisée », leur risque instantané d'accès au premier emploi est réduit de 55 % et de 51 %. Autrement dit, les diplômés issus de milieux favorisés accèdent nettement plus vite à leur premier emploi, ce que confirme la courbe de Kaplan-Meier selon la catégorie socioprofessionnelle du père (annexe N°1).

Ce résultat rejoint ceux de Verhaeghe et al. (2013) en Belgique et de Kramarz et Skans (2014) en Suède, pour qui les parents des catégories sociales élevées disposent de réseaux mieux connectés au marché du travail, mobilisés pour faciliter l'insertion de leurs enfants. Au regard de la théorie de la recherche d'emploi (McCall, 1970), il indique que, dans notre échantillon, l'effet des réseaux familiaux sur la fréquence des offres l'emporte sur l'allongement de la recherche qu'induirait un salaire de réserve plus élevé. Il contraste avec Lopez et Thomas (2006), selon qui, en France, l'effet de l'origine sociale passe surtout par le niveau de diplôme atteint : ici, l'écart selon l'origine sociale subsiste alors que le type de diplôme et la filière sont pris en compte, ce qui suggère un rôle plus direct du capital social familial au Maroc.

Le désavantage des diplômés des établissements à accès ouvert est cohérent avec les données nationales : quatre ans après le diplôme, le taux de chômage des lauréats de 2014 atteignait 18,7 % pour les établissements à accès ouvert, contre 8,5 % pour ceux à accès régulé (INE-CSEFRS, 2021). Deux lectures théoriques, non exclusives, peuvent en rendre compte. Selon la théorie du capital

humain, les établissements à accès limité offriraient un encadrement et une professionnalisation plus favorables à l'acquisition de compétences valorisées. Selon la théorie du signal (Spence, 1973), la sélection à leur entrée constitue en elle-même un signal d'aptitude, indépendamment des compétences acquises. Nos données ne permettent pas de départager ces deux mécanismes (section 4.4).

4.2. Effet du sexe et résultats non significatifs

Le sexe appelle une interprétation spécifique, et plusieurs variables initialement attendues comme déterminantes se révèlent non significatives. Ces résultats méritent une attention particulière plutôt que d'être ignorés.

Contrairement à ce que pourrait suggérer son absence du modèle final, le sexe est bien associé à la durée d'attente : le hazard ratio des femmes est de 0,43 dans le modèle complet et de 0,54 dans le modèle sélectionné (tableaux N°5 et N°6), soit un risque instantané d'accès au premier emploi inférieur de 46 % à 57 % à celui des hommes. Ce résultat va dans le sens de H1 et rejoint ceux de Joutard et Werquin (1992), de Tansel et Tasci (2004) et de Boutaleb (2014), ainsi que les données nationales : 82,1 % des hommes de la promotion 2014 ont accédé à un premier emploi dans les quatre ans, contre 66,7 % des femmes (INE-CSEFRS, 2021). Le rejet de l'hypothèse de risques proportionnels indique toutefois que cet écart n'est pas constant dans le temps. Une explication plausible, que nos données ne permettent pas de tester, est qu'il se concentre sur certaines phases de la recherche, par exemple les premiers mois, avant de s'atténuer, notamment si les diplômées les plus découragées se retirent du marché du travail.

S'agissant de la filière du diplôme, l'absence de significativité statistique (H10 non confirmée) contraste avec les résultats de Mourji et Gourch (2008). Cette divergence peut tenir à l'évolution du marché du travail marocain, où l'inadéquation formation-emploi touche désormais l'ensemble des filières, y compris celles traditionnellement valorisées. La théorie du signal (Spence, 1973) suggère que dans un contexte de chômage massif des diplômés, l'obtention d'un diplôme supérieur perd progressivement sa valeur discriminante : c'est moins la filière que d'autres signaux (type d'établissement, réseau familial) qui jouent un rôle. La taille modeste de l'échantillon dans certaines filières ($n = 8$ pour « Lettres et arts », $n = 10$ pour « Droit ») limite par ailleurs la puissance statistique pour détecter ces effets.

Le niveau d'instruction des parents, pris isolément, ne ressort pas comme significatif (H5 et H6 non confirmées). Toutefois, cette dimension est probablement absorbée par la catégorie socioprofessionnelle du père, qui reste significative : c'est davantage le capital social et

économique parental que le capital culturel qui semble jouer dans l'insertion. De même, le statut professionnel de la mère (active vs inactive) n'influence pas la durée du chômage du diplômé, ce qui ne confirme pas H8 et mériterait un approfondissement par une analyse plus fine du type d'activité maternelle.

Enfin, le type de diplôme (licence, DUT, master et plus) n'apparaît pas significatif (H9 non confirmée). Ce résultat suggère qu'au-delà d'un certain seuil de qualification, la rapidité d'insertion dépend davantage des caractéristiques institutionnelles et sociales que du seul niveau de diplôme, dans un contexte de file d'attente des diplômés et de déclassement.

L'âge et le rang dans la fratrie ne sont pas non plus significatifs (H2 et H4 non confirmées), ce qui peut tenir, pour l'âge, à sa faible dispersion dans un échantillon de diplômés récents. Au total, H3 et H7 sont confirmées, H1 l'est avec la réserve d'un effet non constant dans le temps, tandis que H2, H4, H5, H6, H8, H9 et H10 ne sont pas confirmées.

4.3. Enseignements pour l'orientation des dépenses sociales

Les résultats précédents décrivent des associations et non des effets causaux (section 4.4). Ils permettent néanmoins d'identifier les publics pour lesquels l'attente du premier emploi est la plus longue, information directement utile au ciblage de la dépense publique. Trois enseignements principaux s'en dégagent.

Premièrement, les diplômés des établissements à accès ouvert constituent un public prioritaire pour les dépenses d'insertion. Les dispositifs actifs du marché du travail, notamment ceux de l'ANAPEC en matière d'intermédiation, de contrats d'insertion et de formation qualifiante, gagneraient à cibler explicitement ces diplômés dès la fin de leurs études. Si l'écart observé reflète en partie des différences de conditions de formation, un rééquilibrage des moyens alloués à ces établissements, en faveur de l'encadrement, des stages et de la professionnalisation des cursus, constituerait un levier complémentaire ; l'INE-CSEFRS (2021) appelle d'ailleurs à mieux doter les établissements qui forment la masse des diplômés.

Deuxièmement, l'avantage des diplômés issus de milieux favorisés suggère que les réseaux familiaux compensent, pour une partie des jeunes, les défaillances de l'intermédiation. Les dépenses d'intermédiation publique (information sur les offres, mise en relation avec les employeurs, stages) ont donc un rendement social plus élevé lorsqu'elles bénéficient aux diplômés dépourvus de tels réseaux. Le Registre social unifié (loi n° 72-18) pourrait fournir un critère de priorité pour l'accès à ces dispositifs.

Troisièmement, le désavantage des femmes, dont l'intensité varie au cours de la période d'attente, plaide pour un accompagnement spécifique des diplômées et pour un suivi de leurs parcours dans la durée, plutôt que pour des aides ponctuelles. À l'inverse, nos résultats ne mettent pas en évidence d'effet du type de diplôme une fois l'établissement et l'origine sociale pris en compte : si ce constat était confirmé sur des données plus larges, il suggérerait que l'effort public gagnerait à porter sur la qualité et la professionnalisation des formations et sur l'intermédiation, davantage que sur le seul allongement des études.

4.4. Biais de sélection et endogénéité : limites du modèle

Plusieurs limites méthodologiques doivent être soulignées. La première concerne un possible biais de sélection lié à la variable du type d'établissement. L'avantage des diplômés des établissements à accès limité doit être nuancé : ces étudiants sont sélectionnés à l'entrée sur la base de leurs résultats scolaires, et possiblement sur des caractéristiques non observables (motivation, aptitudes, ressources familiales) qui facilitent également leur insertion, indépendamment de la qualité de la formation reçue.

De manière similaire, la significativité conjointe du type d'établissement et de la catégorie socioprofessionnelle du père soulève la question de l'endogénéité. La réussite des lauréats peut résulter de deux mécanismes difficiles à dissocier sur la base des seules données disponibles : (i) le capital humain acquis durant la formation (Becker, 1962) ; ou (ii) le capital social familial mobilisé pour faciliter l'insertion (Kramarz & Skans, 2014 ; Lopez & Thomas, 2006). Des recherches ultérieures pourraient mobiliser des stratégies d'identification plus robustes (variables instrumentales, données de panel, modèles à frailty partagée) afin de mieux démêler ces effets.

Enfin, trois autres limites doivent être mentionnées. D'une part, la taille modeste de l'échantillon ($N = 163$, dont 75 événements) limite la puissance statistique, particulièrement pour les modalités peu représentées. D'autre part, l'échantillon provient d'un extrait de 212 individus dont 49 ont été écartés, et les diplômés des établissements à accès limité y représentent les trois quarts de l'effectif, alors que les établissements à accès ouvert accueillent la majorité des étudiants au niveau national : les résultats ne peuvent donc pas être généralisés sans précaution à l'ensemble des diplômés marocains. Enfin, la période de collecte (2012-2016) ne capte pas les effets éventuels du choc pandémique de 2020 et des réformes récentes du marché du travail et de la protection sociale, ce qui invite à une mise à jour à partir de données plus récentes.

Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'identifier les facteurs individuels, familiaux et institutionnels associés à la durée d'accès au premier emploi des jeunes diplômés au Maroc et d'en dégager des enseignements pour l'orientation des politiques d'insertion. À partir de données individuelles relatives à 163 diplômés âgés de 15 à 29 ans, l'analyse fondée sur l'estimateur de Kaplan-Meier et le modèle de Cox à risques proportionnels met en évidence des trajectoires d'insertion sensiblement différenciées selon les caractéristiques institutionnelles et sociales des diplômés.

Les résultats montrent en particulier que les diplômés issus des établissements à accès ouvert connaissent une transition vers le premier emploi significativement plus lente que ceux provenant des établissements à accès limité. Leur risque instantané d'accès au premier emploi est inférieur d'environ 58 %. L'origine sociale constitue également une dimension importante de cette transition : relativement aux diplômés dont le père appartient à une catégorie socioprofessionnelle favorisée, le risque instantané d'accès au premier emploi est inférieur de 55 % pour les jeunes issus d'une catégorie défavorisée et de 51 % pour ceux appartenant à une catégorie moyenne. Les femmes connaissent également un accès plus lent au premier emploi, bien que l'ampleur de cet écart évolue au cours de la période d'attente.

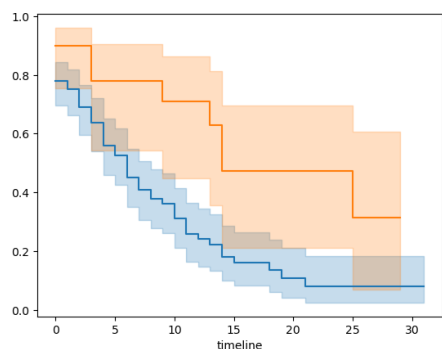
Ces résultats mettent ainsi en évidence que l'insertion professionnelle ne dépend pas uniquement des caractéristiques formelles du diplôme. Le type d'établissement fréquenté et les ressources socio-économiques associées à l'environnement familial apparaissent comme des dimensions particulièrement importantes dans la différenciation des trajectoires d'accès au premier emploi. Dans cette perspective, l'insertion des diplômés peut être appréhendée comme le résultat d'une interaction entre capital humain, signal éducatif, conditions institutionnelles de formation et ressources sociales mobilisables lors de la recherche d'emploi.

Sur le plan des politiques publiques, ces résultats fournissent plusieurs pistes pour améliorer le ciblage des dispositifs d'insertion. Le renforcement des services d'intermédiation, d'orientation professionnelle, de mise en relation avec les employeurs et d'accompagnement à la recherche d'emploi pourrait être davantage concentré sur les diplômés issus des établissements à accès ouvert et sur les jeunes disposant de ressources relationnelles plus limitées. Les résultats relatifs au genre soulignent également l'intérêt de dispositifs d'accompagnement capables de suivre les trajectoires d'insertion dans la durée. Plus largement, ils invitent à considérer la professionnalisation des cursus, l'accès aux stages et le développement de passerelles entre université et entreprise comme des dimensions complémentaires de l'action publique en faveur de l'emploi des jeunes diplômés.

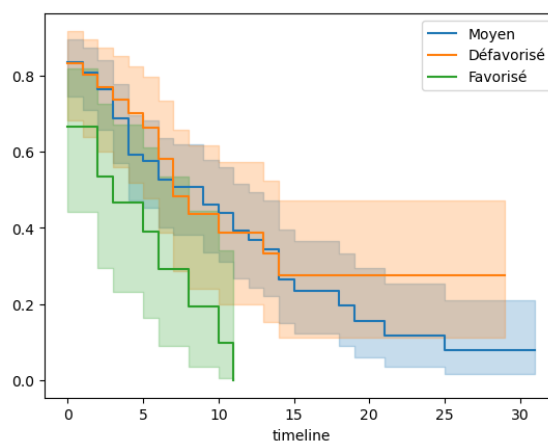
Ces résultats ouvrent également plusieurs perspectives de recherche. Une première extension consisterait à mobiliser des données plus récentes et longitudinales afin d'étudier l'évolution des déterminants de l'insertion dans un contexte marqué par les transformations récentes du marché du travail marocain. Une deuxième piste serait d'examiner plus précisément les mécanismes à travers lesquels le type d'établissement et l'origine sociale influencent l'accès au premier emploi, notamment en distinguant le rôle du capital humain, du signal associé à la formation et des réseaux sociaux familiaux. L'utilisation de modèles de durée enrichis, de données de panel ou de stratégies d'identification permettant d'isoler certains mécanismes offrirait à cet égard des prolongements particulièrement intéressants. Enfin, une perspective complémentaire serait d'évaluer directement l'efficacité des dispositifs publics d'insertion et d'intermédiation selon les caractéristiques des bénéficiaires, afin de relier plus étroitement les inégalités observées aux choix d'allocation des dépenses publiques.

ANNEXES

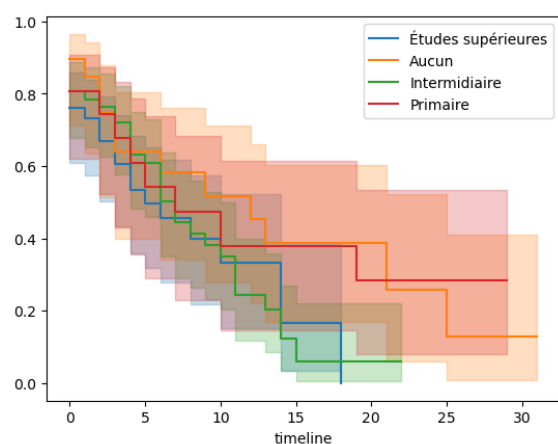
Annexe N°1 : Courbes de survie de Kaplan-Meier selon le type d'établissement, la catégorie socioprofessionnelle du père, le niveau d'instruction du père et le type de diplôme



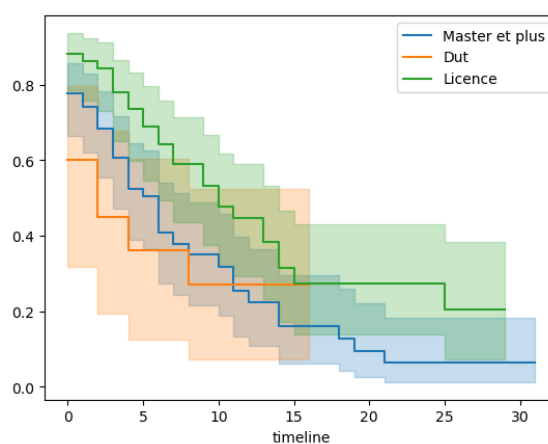
(a) Type d'établissement



(b) Catégorie socioprofessionnelle du père



(c) Niveau d'instruction du père



(d) Type de diplôme

Source : construction des auteurs à partir des données de l'enquête INE-CSEFRS 2012-2016 (INE-CSEFRS, 2021). En abscisse : durée écoulée depuis l'obtention du diplôme (en mois) ; en ordonnée : probabilité d'être encore sans premier emploi.

BIBLIOGRAPHIE

- Balsan, D. (2000). Évaluation des rendements éducatifs dans un contexte de chômage. *Économie publique/Public Economics*, (5).
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 9-49.
- Becker, G. S. (1964). Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education. New York, NY: National Bureau of Economic Research.
- Becker, G. S. & Tomes, N. (1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, 4(3, Part 2), S1-S39.
- Benhabib, L. (2017). Chômage des jeunes et inégalités d'insertion sur le marché du travail algérien : analyses multidimensionnelles et expérimentation. Thèse de doctorat non publiée, Université Paris-Est, Créteil.
- Black, S. E., Devereux, P. J. & Salvanes, K. G. (2005). The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 669-700.
- Bloom, D., Canning, D. & Sevilla, J. (2003). The demographic dividend: A new perspective on the economic consequences of population change. Santa Monica, CA: RAND Corporation.
- Bourdieu, P. (1979). Les trois états du capital culturel. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 30(1), 3-6.
- Boutaleb, M. F. (2014). Employabilité des jeunes femmes diplômées de l'enseignement supérieur au Maroc : approche concordante pour une réalité discordante.
- Claude, M. R. J. (2022). L'insertion professionnelle des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur et universitaire. *International Journal of Social Sciences and Scientific Studies*, 2(5), 965-981.
- Cox, D. R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34(2), 187-202.
- Deming, D. J. (2017). The growing importance of social skills in the labor market. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1593-1640.
- El Aoufi, N. & Bensaïd, M. (2005). Chômage et employabilité des jeunes au Maroc. *Cahiers de la Stratégie de l'Emploi*, 6.
- Friedman, M. (1953). The methodology of positive economics. In *Essays in positive economics* (pp. 3-43). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Gauthier, M. (2005). Les représentations de la jeunesse : un chantier ouvert. *Globe*, 8(2), 23-40.

- Grambsch, P. M. & Therneau, T. M. (1994). Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika*, 81(3), 515-526.
- Granovetter, M. S. (1973). The strength of weak ties. *American Journal of Sociology*, 78(6), 1360-1380.
- Haut-Commissariat au Plan (HCP). (2023). *Activité, emploi et chômage : résultats annuels 2022*. Rabat : HCP, Direction de la Statistique.
- Houria, A. (2013). Les qualifications des étudiants entre la formation des universités et les demandes des entreprises.
- Instance nationale d'évaluation (INE-CSEFRS). (2021). *L'insertion des lauréats de l'enseignement supérieur : enquête nationale 2018 (résumé)*. Rabat : Conseil supérieur de l'éducation, de la formation et de la recherche scientifique.
- Jouhari, Y. & Ezzahid, E. (2023). Soft skills et employabilité : éclairage à partir du contexte marocain. *Alternatives Managériales Économiques*, 5(1), 492-506.
- 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 & Prévision*, 102(1), 143-156.
- Kaplan, E. L. & Meier, P. (1958). Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), 457-481.
- Kiefer, N. M. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, 26(2), 646-679.
- Kramarz, F. & Skans, O. N. (2014). When strong ties are strong: Networks and youth labour market entry. *The Review of Economic Studies*, 81(3), 1164-1200.
- Kupets, O. (2006). Determinants of unemployment duration in Ukraine. *Journal of Comparative Economics*, 34(2), 228-247.
- Lopez, A. & Thomas, G. (2006). L'insertion des jeunes sur le marché du travail : le poids des origines socioculturelles. In INSEE, *Données sociales : la société française, édition 2006* (pp. 293-305). Paris : INSEE.
- Lynch, L. M. (1989). The youth labor market in the eighties: Determinants of re-employment probabilities for young men and women. *The Review of Economics and Statistics*, 71(1), 37-45.
- McCall, J. J. (1970). Economics of information and job search. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(1), 113-126.

- Mériaux, B. (1978). Point de vue sur les recherches françaises en économie du travail. *Revue Économique*, 120-140.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. New York, NY: National Bureau of Economic Research.
- Mortensen, D. T. & Pissarides, C. A. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The Review of Economic Studies*, 61(3), 397-415.
- Mourji, F. & Gouch, A. (2008). Modélisation de l'insertion professionnelle des diplômés de l'enseignement supérieur au Maroc. *Critique Économique*, (22).
- Pissarides, C. A. (1990). *Equilibrium unemployment theory*. Oxford: Basil Blackwell.
- Popper, K. R. (1973). *La logique de la découverte scientifique*. Paris : Payot.
- Regnault, G. (2016). *Les jeunes et le monde du travail*.
- Saint Pierre, P. (2015). *Introduction à l'analyse des durées de survie*. Document non publié, Université Pierre et Marie Curie, Paris.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374.
- Stigler, G. J. (1962). Information in the labor market. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 94-105.
- Tansel, A. & Tasci, H. M. (2004). Determinants of unemployment duration for men and women in Turkey. IZA Discussion Paper n° 1258. Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA).
- Verhaeghe, P.-P., Li, Y. & Van de Putte, B. (2013). Socio-economic and ethnic inequalities in social capital from the family among labour market entrants. *European Sociological Review*, 29(4), 683-694.
- Vernières, M. (1997). *L'insertion professionnelle : analyses et débats*. Paris : Economica.
- Vincens, J. (1981). *Problématique générale de l'insertion professionnelle : l'insertion professionnelle des jeunes à la sortie des études postsecondaires*. Louvain : Institut de Sciences du Travail, Université Catholique de Louvain.
- Vincens, J. (1997). L'insertion professionnelle des jeunes : à la recherche d'une définition conventionnelle. *Formation Emploi*, 60, 21-36.