

Les déterminants de la transition vers l'emploi permanent en Algérie : Cas de la wilaya de Bejaia

The determinants of the transition to permanent employment in Algeria: Case of the wilaya of Bejaia

Adjou Baya^{1,*}, Bouznit Mohammed²

¹ Doctorante, Laboratoire Economie et Développement (LED)-Université de Bejaia (Algérie),
baya.adjou@univ-bejaia.dz

² Professeur, Laboratoire Economie et Développement (LED)-Université de Bejaia (Algérie),
mohammed.bouznit@univ-bejaia.dz

Date de réception: 09/04/2025;

Date de Acceptation: 24/11/2025;

Date de publication: 26/12/2025;

Résumé :

Le présent article explore la dynamique du marché du travail transitionnel en Algérie. Il met en lumière, les facteurs qui déterminent la mobilité des actifs vers l'emploi stable ou, au contraire, vers des situations précaires, lorsqu'ils sont embauchés initialement en contrats temporaires. Au moyen d'un modèle économétrique Logit binaire, les résultats montrent que plusieurs caractéristiques individuelles influencent significativement la probabilité d'occuper un emploi temporaire : l'âge, le niveau de capital humain, la situation matrimoniale, le sexe, le milieu de résidence (urbain), la catégorie socioprofessionnelle, la nature de l'employeur ainsi que l'expérience du chômage antérieur. Par ailleurs, cette démarche est complétée par une approche multidimensionnelle, qui révèle également, l'importance de facteurs tels que le genre, l'âge, le secteur des services, le niveau d'éducation, l'appartenance au secteur bancaire et financier, ainsi que l'emploi dans le secteur privé. L'ensemble de ces résultats confirme le rôle central de ces variables dans les trajectoires professionnelles et la transition des actifs entre les différents segments du marché du travail algérien.

Mots-Clés : Transition, Emplois temporaires, Emplois permanents, Modèle logit.

Jel Classification Codes : E24, J60, J64

Abstract:

This article examines the dynamics of the transitional labor market in Algeria. It highlights the factors that determine workers' mobility either toward stable employment or, conversely, toward precarious situations when they are initially hired under temporary contracts. Using a binary Logit econometric model, the results show that several individual characteristics significantly influence the probability of holding a temporary job: age, level of human capital, marital status, gender, place of residence (urban), socio-professional category, type of employer, as well as prior unemployment experience. Furthermore, this approach is complemented by a multidimensional analysis, which also reveals the importance of factors such as gender, age, the services sector, educational level, employment in the banking and financial sector, and work in the private sector. Together, these results confirm the central role of these variables in shaping career trajectories and the transition of workers across the different segments of the Algerian labor market.

Keywords: Transition, Temporary employment, Permanent employment, Logit model.

Jel Classification Codes : E24, J60, J64

*Auteur correspondant,

Introduction :

Depuis les années 1970, les marchés du travail des pays industrialisés ont profondément évolué. La diversification des formes d'emploi et la remise en question des modèles traditionnels de régulation ont marqué cette période (Piore&Doeringer, 1971). Par ailleurs, les comportements professionnels ont changé : le taux d'activité des femmes a augmenté et les entreprises recourent davantage aux formes d'emploi dites précaires, telles que les contrats à durée déterminée, l'intérim, le télétravail ou encore la sous-traitance (OECD, 2015). Ces transformations ont conduit à adopter une nouvelle approche du fonctionnement du marché du travail. Celle-ci dépasse l'analyse fondée uniquement sur les statuts professionnels ou les relations d'emploi (Schmid, 1998) et s'intéresse davantage aux trajectoires professionnelles, dans une logique visant à concilier la sécurité des salariés et la flexibilité des employeurs.

Dans ce contexte, les formes traditionnelles de solidarité et de protection, historiquement liées au statut professionnel, montrent aujourd'hui leurs limites. En effet, les individus changent plus souvent d'emploi ou de statut au cours de leur vie professionnelle. Il devient alors nécessaire d'encadrer et d'organiser les parcours professionnels, plutôt que de focaliser les dispositifs de protection sur les postes eux-mêmes.

En Algérie, la compréhension du marché du travail repose surtout sur des enquêtes de terrain et des analyses macroéconomiques (Banque mondiale, 2019 ; ONS, 2020). Cependant, ce marché connaît lui aussi d'importantes transformations : polarisation des emplois, diversification des modes d'activité, flexibilisation accrue et transitions plus fréquentes entre statuts. Les indicateurs globaux disponibles ne permettent pas toujours de saisir ces mutations. Ils masquent souvent les inégalités entre travailleurs, la diversité des trajectoires professionnelles et, plus largement, l'instabilité croissante de l'emploi. D'où la nécessité de conduire des analyses plus fines et mieux adaptées à la réalité actuelle du marché du travail algérien.

Dans cette perspective, notre étude s'appuie sur la littérature consacrée à l'emploi temporaire afin d'identifier les facteurs qui déterminent le recours à ce type d'emploi en Algérie. Nous examinons également les variables susceptibles de favoriser les transitions entre différents statuts sur le marché du travail. Notre hypothèse principale consiste à démontrer, est que l'emploi temporaire peut constituer un tremplin vers l'emploi permanent, c'est-à-dire un levier facilitant une insertion professionnelle durable.

Pour tester cette hypothèse, nous mobilisons plusieurs modèles économétriques. Nous commençons par un modèle Probit permettant de distinguer les déterminants associés au choix entre emploi temporaire (CDD) et emploi permanent (CDI) chez les actifs occupant un emploi précaire. Ensuite, nous utilisons un modèle Logit multinomial afin d'évaluer les facteurs influençant l'accès des individus aux différents segments du marché du travail (Blanchflower& Oswald, 1998). Les données utilisées proviennent d'une enquête réalisée en 2022 auprès de 604 actifs dans la wilaya de Bejaia, située au centre-est de l'Algérie.

I-Revue de la littérature

Plusieurs approches théoriques examinent l'idée que le travail temporaire pourrait servir de tremplin vers des emplois permanents. Dans un premier temps, selon des théories traditionnelles, Gray (1978), Simon (1951) et Walras (1951) considèrent la relation de travail comme un arrangement durable entre l'employeur et l'employé. Cette vision repose sur l'idée que la relation est stable et fondée sur des attentes réciproques. De même, Doeringer et Piore (1971) définissent le marché du travail interne comme une unité administrative régulée par des règles encadrant le recrutement, la mobilité interne et les revenus. Cette approche met l'accent sur la continuité des relations de travail au sein des entreprises, sans pour autant prévoir des transitions entre emplois temporaires et permanents. Par ailleurs, Danziger (1992) développe une théorie des contrats implicites selon laquelle la durée des contrats résulte d'un partage des risques entre l'employeur et l'employé. Néanmoins, ces théories classiques ne permettent pas d'expliquer pleinement le rôle que peuvent jouer les contrats temporaires comme tremplins vers des emplois stables.

Dans un second temps, certaines approches plus récentes intègrent explicitement cette hypothèse de tremplin. En effet, dans un contexte d'informations imparfaites sur le niveau d'effort et les capacités productives des travailleurs, l'employeur dispose de peu d'éléments pour évaluer ses employés. Cette situation crée une relation d'interdépendance entre l'effort fourni et les accords contractuels, ce qui peut entraîner un problème d'antisélection, comme le souligne Lazear (1990). Les employés cherchent alors à prouver leur productivité dans l'espoir d'obtenir un poste permanent.

Dans cette logique, Harris et Holmström (1987) montrent que la durée du contrat de travail permet à l'employeur de s'ajuster à l'incertitude liée à la productivité des salariés. Plus la période d'évaluation est courte, plus la durée du contrat temporaire sera longue. Cependant, l'employeur ne peut pas fixer cette durée immédiatement : il doit d'abord observer la productivité réelle des travailleurs avant de proposer un contrat permanent. Enfin, Guriev et Kvasov (2005) introduisent l'idée de coûts liés à la rupture et à la renégociation des contrats. Leur modèle distingue la durée du contrat de la durée de l'accord entre les parties. La durée du contrat permet ainsi d'intégrer des informations sur les investissements spécifiques réalisés et sur les options externes disponibles. Toutefois, dans ce modèle, la durée du contrat est déterminée a posteriori.

Plusieurs études ont exploré l'idée que le travail temporaire pourrait être un tremplin vers des emplois permanents. **En France**, la transition d'un contrat temporaire à un contrat permanent est devenue moins fréquente dans les années 1990, comparé aux années 1980 (Blanchard et Landier, 2002, p.6). En revanche, Givord et Wilner (2015, p. 803) ont montré que les contrats à durée déterminée augmentent la probabilité d'obtenir un emploi stable, avec de meilleurs résultats que ceux issus du chômage. Cependant, pour les contrats d'intérim, la transition vers un emploi permanent reste plus difficile. Ce phénomène est également observé en Belgique, où l'impact positif d'un emploi antérieur sur l'emploi ultérieur est plus important que celui du chômage passé sur le chômage futur. Néanmoins, la simulation réalisée par Cockx et Picchio (2012, p. 661) indique qu'à court terme, les emplois de courte durée ne constituent pas un véritable tremplin.

Au **Royaume-Uni**, le travail temporaire est perçu comme une stratégie visant à accroître la flexibilité du marché du travail. En effet, les travaux pionniers de Booth et al. (2002a, p. 199 ; 2002b, p. 184) confirment l'hypothèse du tremplin. Ainsi, ils soulignent que les femmes ayant un niveau de formation reconnu ont davantage de chances d'accéder à un emploi permanent après un contrat à durée déterminée. Cependant, ce facteur n'a pas le même impact chez les hommes. En

revanche, l'âge semble jouer un rôle important chez ces derniers, qui rencontrent une forme de ségrégation à l'embauche, particulièrement les hommes âgés.

De plus, selon ces auteurs, travailler à temps partiel réduit considérablement les chances d'obtenir un emploi permanent pour les hommes, tandis que, pour les femmes, ce facteur n'a aucun effet. Enfin, ils ont également observé que la durée médiane des contrats à durée déterminée avant la transition vers un emploi permanent est d'environ 3 ans, même si elle varie en fonction du type de contrat (saisonnier ou à durée déterminée) et du genre.

En Allemagne, d'une part, en utilisant le modèle de taux de risque et l'approche d'appariement des scores de propension, Hagen (2003, p. 31) a montré que les contrats à durée déterminée augmentent les chances d'obtenir un emploi à l'avenir, qu'il soit temporaire ou permanent, tout en réduisant la probabilité de se retrouver au chômage. Néanmoins, détenir un contrat à durée déterminée accroît également les chances de revenir à un emploi temporaire et de s'y maintenir. Ainsi, ces résultats confirment l'hypothèse selon laquelle le contrat à durée déterminée pourrait servir de tremplin vers des emplois permanents.

D'autre part, McGinnity et Mertens (2004, p. 151), utilisant le modèle logit multinomial pour analyser les travailleurs temporaires allemands, arrivent à une conclusion similaire. Ils constatent que, pour près de 40 % des travailleurs temporaires, ceux-ci ont accédé à un emploi permanent, souvent avec le même employeur. Cependant, pour certains intérimaires, l'emploi temporaire menait au chômage, notamment pour ceux ayant un faible niveau de qualification. Enfin, Gagliarducci (2004, p. 18), en recourant à l'analyse de la durée, observe que le temps passé dans des emplois temporaires augmentait les chances d'obtenir un poste permanent.

L'hypothèse selon laquelle l'emploi temporaire pourrait servir de tremplin vers des emplois stables est ainsi réaffirmée. En effet, Ichino et Nannicini (2005, p. 20), dans leur étude sur **l'Italie**, ont observé que le travail en agence augmentait les probabilités d'obtenir un emploi permanent de près de 50 %. Toutefois, cet effet demeurerait beaucoup plus faible pour certaines catégories de travailleurs.

Par ailleurs, deux grandes explications théoriques ont été identifiées pour comprendre pourquoi l'emploi temporaire pourrait faciliter l'accès à des emplois stables sur le marché italien (Ichino et al., 2008, p. 320). D'une part, les travailleurs plus compétents peuvent utiliser l'emploi temporaire pour signaler leurs compétences et se rendre disponibles pour des opportunités permanentes. D'autre part, les emplois temporaires peuvent permettre de développer du capital humain, d'élargir ses contacts sociaux et d'acquérir des informations supplémentaires.

Dans cette perspective, Gagliarducci (2005, p. 439) a montré que la probabilité qu'un emploi temporaire soit transformé en contrat stable est élevée, mais qu'elle diminue rapidement. Les personnes occupant des contrats temporaires à répétition, notamment celles ayant des interruptions d'emploi, présentent une probabilité plus faible d'obtenir un emploi stable. Enfin, Lilla et Staffolani (2012, p. 53) ont constaté que les chances d'accéder à un contrat permanent sont avant tout offertes aux personnes disposant d'une expérience professionnelle plus importante et occupant des emplois relativement plus stables.

Aux États-Unis, les données disponibles montrent au contraire peu de preuves d'un effet de tremplin. En particulier, Autor et Houseman (2010, p. 123), dans leur étude sur le programme « Travailler d'abord », ont observé que les placements dans des emplois temporaires d'aide ne conduisent pas à des emplois plus stables. Bien plus, ces emplois peuvent entraîner des salaires encore plus bas à l'avenir. Par ailleurs, Houseman (1997, p. 5) indique que le passage d'un emploi

temporaire à un emploi permanent est plus fréquent pour les travailleurs recrutés par des agences d'intérim, comparativement à d'autres catégories de travailleurs temporaires.

En Espagne, plusieurs études ont exploré l'utilisation des contrats temporaires. Güell et Petrongolo (2000, p. 23) concluent que certaines entreprises les utilisent pour sélectionner des travailleurs en vue de postes permanents, offrant des contrats durables à ceux qui répondent aux attentes de l'entreprise. En revanche, d'autres employeurs renouvellent les contrats temporaires jusqu'à la limite autorisée pour réduire leurs coûts de main-d'œuvre.

De plus, ces auteurs ont observé que les taux de conversion des contrats temporaires en emplois permanents augmentent avec l'âge. Ils ont également constaté que la probabilité d'obtenir un emploi permanent est plus élevée pour ceux en emploi temporaire que pour les chômeurs. Ces conclusions sont corroborées par Güell et Petrongolo (2007, p. 165) et Engelland et Riphahn (2005, p. 287).

Cependant, Amuedo-Dorantes (2000, p. 317), en utilisant un modèle de durée, a trouvé que les taux de transition vers un emploi permanent sont très faibles, même après avoir pris en compte les caractéristiques observées. De son côté, Casquel et Cunyat (2004, p. 10), en analysant les données sur la durée des contrats, ont estimé que moins de 10 % des travailleurs sous contrat à durée déterminée parviennent à obtenir un emploi permanent. Leur étude montre que, pour les travailleurs hautement qualifiés, les contrats temporaires peuvent servir de tremplin. En revanche, les jeunes, les femmes, les travailleurs moins qualifiés et ceux ayant des antécédents de chômage sont souvent bloqués dans des emplois temporaires.

En conclusion, bien que le travail temporaire puisse parfois servir de tremplin vers un emploi permanent, cette transition est loin d'être garantie et dépend de nombreux facteurs, notamment du type de contrat, du niveau de qualification, de l'âge et du marché du travail local. Les résultats des études empiriques varient selon les pays, et certains groupes de travailleurs, comme les jeunes, les femmes ou les moins qualifiés, sont moins susceptibles de réussir cette transition.

II-Estimation des déterminants socio- démographiques de l'emploi temporaire :

Cette section de l'article vise à démontrer pourquoi les contrats à durée déterminée sont un instrument stratégique et comment ils permettent plus de flexibilité face aux contraintes du marché du travail. Une analyse bibliographique permettra aussi d'en examiner les enjeux et les implications. Pour approfondir cette analyse, une enquête de terrain réalisée à Bejaia été menée en vue d'identifier ce qui motive employeurs et travailleurs à recourir aux contrats temporaires, ainsi que leurs effets sur le développement local. L'objectif principal de notre enquête de terrain est de contribuer à la compréhension et à l'explication d'un phénomène largement méconnu et dont le poids dans l'économie apparaît croissant, ainsi que de rendre visible les transformations ayant affecté le marché du travail en Algérie durant les dernières décennies, notamment en termes de marché transitionnel du travail dans la wilaya de Bejaia. Un phénomène très peu étudié, qui nécessite donc une analyse fine et détaillée à travers une enquête de trajectoires professionnelles visant à étudier les facteurs déterminants de l'emploi transitoire vers l'emploi principal (emploi permanent). Le choix d'une méthode d'enquête et des techniques de recueil de données qui y sont associées dépend directement de l'objet de la recherche et de la problématique traitée. La méthode d'enquête retenue dans notre cas pratique est l'enquête par questionnaire (approche directe). Ce type d'enquête est une importante source de données socio-économiques, elle est une source de plusieurs indicateurs qui permettent d'étayer et de comprendre plusieurs phénomènes du marché du travail.

II-1- Le choix de l'échantillon et des variables :

Les données utilisées dans cette étude proviennent de notre enquête emploi qui s'est déroulée sur une période de trois mois, du 15/12/2021 au 15/03/2022 à Bejaia, une Wilaya située au centre-est de l'Algérie, auprès de 604 actifs, répartis sur 12 communes (6 urbaines et 6 rurales). L'échantillon sur lequel nous avons réalisé notre étude est constitué d'individus actifs, dont 130 (21,52 %) **détiennent** un contrat à durée déterminée (CDD) et 474 (78.47%) occupent des contrats à durée indéterminée (CDI). L'échantillon comprend des salariés actifs de plus de 15 ans.

Afin de mener cette étude, nous avons réalisé une régression logistique binaire pour établir les facteurs explicatifs du recours au contrat à durée déterminée. La variable à expliquer — endogène — est la détention d'un CDD, par opposition à la détention d'un emploi permanent (CDI), considérée comme la situation de référence. Les variables explicatives sont liées aux individus et aux caractéristiques familiales des salariés.

Étant donné la nature qualitative de notre variable endogène, les méthodes traditionnelles d'inférence basées sur des spécifications linéaires ne peuvent pas être adoptées. Les modèles avec des variables qualitatives permettent, dans ce cas, de prendre en compte la discontinuité des variables dépendantes. Les facteurs explicatifs sélectionnés sont les suivants : sexe, âge, nombre d'enfants, statut matrimonial (avec 3 modalités), secteur d'activité (avec 5 modalités), le niveau d'éducation (avec 5 modalités), catégorie socio-professionnelle de l'individu (CSP), nature de l'employeur, durée d'emploi précaire, période de chômage antérieure, affiliation syndicale.

II-2- Le modèle Logit:

À travers ce modèle de régression logistique binaire, nous démontrerons comment les facteurs sociodémographiques peuvent être considérés comme des variables déterminantes de l'emploi temporaire. Notre analyse économétrique repose sur l'estimation d'un modèle de régression logistique binaire où la variable dépendante est dichotomique, prenant la valeur 1 si le répondant occupe un emploi en CDD et 0 s'il est en CDI. La méthode de régression logistique binaire permet d'établir des relations entre une variable dépendante dichotomique et plusieurs variables explicatives (Hosmer et al., 2013). Cette approche modélise la probabilité d'occurrence d'un événement en fonction de divers facteurs.

Le modèle est formalisé comme suit : $\Pr(Y_i = 1 / x_i) = F(x'_i \beta)$

Avec :

Y_i : représente notre variable dépendante (1 pour CDD, 0 pour CDI)

F : correspond à la fonction de distribution logistique

X_i : désigne l'ensemble des variables explicatives

β : représente les paramètres-coefficients- à estimer

i : le répondant i ($i=1, \dots, 604$)

Les paramètres seront estimés en utilisant la méthode de vraisemblance maximale, et la significativité du modèle ainsi que la pertinence des variables seront vérifiées par une série de tests statistiques appropriés.

II-3- Résultat des estimations :

Le tableau n°1 ci-dessous résume l'analyse des déterminants sociodémographiques du recours à l'emploi temporaire dans la wilaya de Bejaia. Les résultats d'estimation du modèle logit montrent que

le modèle est globalement significatif. En effet, le pseudo coefficient de détermination (le pseudo - R^2) est de **54.61%**, ce qui signifie que le modèle s'ajuste bien les données où sa capacité prédictive est jugée bonne. La constante du modèle est statistiquement significative ($p = 0.041$).

Genre

Référence : Homme

Le coefficient associé au genre féminin n'est pas statistiquement significatif ($p = 0,866$). Ainsi, aucune différence significative n'est observée entre hommes et femmes concernant la probabilité d'occuper un emploi temporaire. Ce résultat ne confirme pas l'hypothèse d'une féminisation du travail temporaire, contrairement aux conclusions observées dans plusieurs pays européens où l'emploi temporaire est davantage féminin (Stener Pedersen et al., 2004, p. 12), en raison notamment de la forte présence des femmes dans les secteurs publics et tertiaires (Booth et al., 2002, p. 196 ; Lazear et Rosen, 1990, p. 112).

Âge

Référence : 16–25 ans

La tranche d'âge 25–35 ans n'est pas significativement différente ($p = 0,200$). En revanche, les tranches 35–45 ans ($p = 0,023$), 45–55 ans ($p = 0,010$) et plus de 55 ans ($p = 0,027$) présentent des coefficients positifs et significatifs, indiquant une probabilité plus élevée d'occuper un emploi temporaire. Ces résultats nuancent l'idée selon laquelle l'emploi temporaire diminue systématiquement avec l'âge, contrairement aux observations de Bunel (2007, p. 29), pour qui l'avancée en âge accroît en général l'accès à l'emploi permanent.

Lieu de résidence

Référence : Urbain

Résider en milieu rural augmente significativement la probabilité d'occuper un emploi temporaire (Coef = 0.240 ; $p = 0.0198$). L'hypothèse d'une concentration de l'emploi précaire en milieu urbain est ainsi infirmée, cette différence pouvant résulter de disparités sectorielles ou de densité de population, semble réduire les opportunités d'emploi.

Statut matrimonial

Référence : Marié(e)

Le statut « Célibataire » présente un coefficient positif et hautement significatif ($p = 0.000$, seuil de 0,1 %), indiquant une probabilité plus élevée d'occuper un CDD. Cela confirme que le mariage est davantage associé à des formes d'emploi stables (Cottrell et al., 2002, p. 182). Les autres statuts matrimoniaux (« Divorcé(e), Veuf(ve), Séparé(e) ») ne présentent pas de différences significatives ($p = 0,423$).

Nombre d'enfants

Référence : Aucun enfant

Les catégories « 1 enfant » ($p = 0,115$) et « 2 enfants » ($p = 0,182$) ne présentent pas d'effet significatif. La catégorie « 3 enfants et plus » montre une association positive, significative au seuil de 10 % ($p = 0,097$). Ainsi, la présence d'enfants ne favorise pas clairement la stabilité de l'emploi dans ce modèle.

Niveau d'instruction

Référence : Sans instruction

Les niveaux « Primaire », « Moyen », « Secondaire » et « Universitaire » ne présentent aucun coefficient statistiquement significatif ($p > 0,10$). Par conséquent, basé sur ce modèle, le niveau d'instruction n'apparaît donc pas comme un déterminant discriminant du recours au CDD.

Secteur d'activité

Référence : Industrie et BTPH

Les secteurs « Services » ($p = 0,010$) et « Éducation/Santé » ($p = 0,001$) présentent des coefficients positifs et significatifs. Le secteur « Agriculture » montre une tendance positive significative au seuil de 10 % (Coef = 0.640 ; $p = 0.061$). Le secteur « Bancaire et financier » n'est pas significatif ($p = 0,800$). Ces résultats sont cohérents avec ceux observés dans les pays européens où le travail temporaire est plus répandu dans les services, l'agroalimentaire et la construction (Stener Pedersen et al., 2004, p. 11).

Catégorie socio-professionnelle (CSP)

Référence : Cadres

Les catégories « Ouvriers qualifiés » ($p = 0,007$) et surtout « Ouvriers non qualifiés » ($p = 5.047E-9$) présentent des coefficients positifs et significatifs, indiquant une probabilité nettement plus élevée d'occuper un CDD. Les « Professions intermédiaires » ($p = 0,372$) et les « Employés » ($p = 0,296$) ne sont pas significatives. Cela indique une nette tendance où les catégories socio-professionnelles les moins qualifiées sont davantage exposées à l'emploi temporaire.

Affiliation syndicale

Référence : Non adhérent

L'adhésion syndicale est positivement et très significativement associée à la probabilité d'occuper un CDD ($p = 1.589E-16$). Les syndiqués sont plus susceptibles de détenir un emploi temporaire. Ce résultat peut traduire une forte implantation syndicale dans les secteurs précaires ou un recours accru au syndicat comme outil de protection face à l'instabilité.

Nature de l'employeur

Référence : Employeur public (État)

Travailler dans le secteur privé augmente significativement la probabilité d'occuper un CDD ($p = 2.883E-7$). Le secteur mixte ne présente pas d'effet significatif ($p = 0,411$). Ces résultats confirment l'association plus marquée entre stabilité de l'emploi et secteur public.

Durée antérieure d'emploi précaire

Référence : [0–2 ans]

Les durées [2–5 ans] et [5 ans et plus] ne présentent pas d'effet significatif sur la probabilité actuelle d'occuper un emploi temporaire ($p > 0,10$). Ainsi, la durée de l'emploi précaire précédent ne semble pas être un facteur déterminant pour la transition vers un emploi temporaire à ce moment-là.

Chômage antérieur

Référence : [0–2 ans]

La durée moyenne de chômage ([2–5 ans]) n'est pas significative ($p = 0,405$), tandis qu'une durée longue ([5 ans et plus]) augmente significativement la probabilité d'occuper un CDD ($p = 0,021$). Cela suggère qu'un épisode de chômage long entraîne une baisse de la probabilité future de trouver un emploi permanent. Ce résultat renforce l'idée selon laquelle un chômage prolongé entraîne une dévalorisation du capital humain (Arulampalam, 2001, p. 581) et envoie un signal

négalif aux employeurs (Gibbons et Katz, 1991, p. 364), diminuant les chances d'accès à un emploi permanent. L'hypothèse du tremplin, selon laquelle l'emploi temporaire constitue une étape vers la stabilité, pourrait être nuancée par cet effet négatif du chômage long.

Tableau n°1 : Influence des caractéristiques individuelles sur la décision d'occuper un emploi temporaire (Estimation du modèle Logit) :

Variable explicative	Coefficient	Std. Error	t-Stat	p-value
Constante	0.171**	0.773	-2.033	0.041
Genre: Femme (ref = Homme)	0.123	0.174	-0.168	0.866
Âge : 25–35 ans (ref = 16–25)	0.361	0.444	-1.280	0.200
Âge : 35–45 ans	0.260**	0.460	-2.260	0.023
Âge : 45–55 ans	0.198***	0.545	-2.563	0.010
> 55 ans	0.203**	0.619	-2.201	0.027
Résidence : Rurale (ref = Urbain)	0.240***	0.187	-1.284	0.0198
Statut matrimonial : Divorcé/Veuf/Séparé (ref = Marié)	0.449	0.251	-0.799	0.423
Célibataire	0.105***	0.375	0.774	1.603E-4
Nombre d'enfants : 1 enfant (ref = aucun)	0.457	0.285	-0.603	0.115
2 enfants	0.461	0.290	-0.527	0.182
3 enfants et +	0.354	0.362	-1.656	0.097
Instruction : Niveau primaire (ref = sans instruction)	0.416	0.618	-0.542	0.587
Niveau moyen	0.570	0.552	-0.517	0.605
Niveau secondaire	0.590	0.510	-0.720	0.470
Niveau universitaire	0.541	0.509	-0.323	0.746
Secteur : Agriculture (ref = Industrie/BTP/HP)	0.640*	0.308	1.868	0.061
Services	0.674***	0.285	2.556	0.010
Bancaire/financier	0.522	0.363	0.252	0.800
Éducation/Santé	0.828***	0.507	3.108	0.001
CSP : Professions intermédiaires (ref = cadres)	0.566	0.301	0.891	0.372
Employés	0.411	0.342	-1.043	0.296
Ouvriers qualifiés	0.224***	0.464	2.668	0.007
Ouvriers non qualifiés	0.917***	0.411	-5.845	5.047E-9
Affiliation syndicale : Adhérent (ref = non adhérent)	0.836***	0.198	8.249	1.589E-16
Employeur : Privé (ref	0.804***	0.275	5.130	2.883E-7

= État)				
Mixte	0.425	0.367	-0.820	0.411
Durée emploi précaire : 2–5 ans (ref = 0–2 ans)	0.478	0.219	-0.385	0.699
5 ans et +	0.518	0.199	0.366	0.713
Chômage : 2–5 ans (ref = 0–2 ans)	0.540	0.192	0.831	0.405
5 ans et +	0.613**	0.202	2.291	0.021
Nombred'observation :	604			
Nombred'observationen	130			
CDD :	0.546155336471576			
RSquared:	****0.001****0.05***0.10			
Signif.Codes:				

Source : Etablis par nos soins à l'aide de R. Studio.

Réf : modalité de référence

III- Analyse des transitions individuelles entre les différents statuts du marché du travail : résultats d'estimation du modèle logit multinomial

Après avoir identifié les déterminants du contrat de travail temporaire dans la section précédente (section II), il est également crucial dans cette section d'étudier les transitions entre les différents statuts du marché du travail. Autrement dit, il s'agit d'étudier l'impact des principaux facteurs (âge, niveau d'instruction, lieu de résidence...etc.) sur l'accès des actifs aux différents segments du marché du travail (emploi stable permanent, autre contrat de travail temporaire ou encore vers la sortie du marché du travail (inactivité, chômage)) et ce en utilisant un modèle logit multinomial appliqué sur l'échantillon des données de l'enquête.

III-1- Le modèle logit multinomial

Dans notre étude économétrique visant à estimer un modèle logit multinomial, notre démarche consiste à identifier la nature de l'impact des modalités de différentes variables explicatives sur la probabilité de transition des actifs en contrat à durée déterminée vers un emploi permanent (CDI), ou encore vers un autre emploi temporaire (CDD), ou vers la sortie du marché du travail (chômage ou inactivité). Supposons que chaque individu « i » ait à choisir entre les modalités suivantes ; un emploi stable permanent en CDI, un emploi temporaire en CDD, sortie vers le chômage ou vers « l'inactivité ». Chacune de ces alternatives étant indexée par $j=0,1,2,3$. Pour l'individu i , le choix se fait en identifiant l'option j dont l'utilité U_{ij} est la plus élevée.

L'utilité U_{ij} associée au choix j pour l'individu i peut être exprimée par :

$$U_{ij} = \beta X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

X_i : le vecteur des caractéristiques individuelles observables de l'individu i ,

β : vecteur de paramètres qui quantifie l'impact d'une caractéristique donnée sur la probabilité de choisir le segment j plutôt que de rester chômeur,

ε_j : désigne le terme d'erreur aléatoire.

La probabilité que l'individu i opte pour le segment j (par rapport aux autres segments) correspond à la probabilité que l'utilité du segment j soit supérieure à celle des autres segments. Mathématiquement, cela se traduit par :

$$\text{Prob}(U_{ij} > U_{ik}) \text{ pour } k \neq j. \quad J, k=0, 1$$

La probabilité que l'individu choisisse l'option j est exprimée par :

$\text{esp}(B_m X_i)$

$$P_{im} = \frac{\exp(B_j X_i)}{\sum_{J=I_{ti} \rightarrow J} \exp(B_j X_i)} \quad J=0, 1, 2, 3, 4 ; B_0=1$$

III-2- Résultats des estimations

L'estimation du modèle logit multinomial permet d'analyser l'influence des variables individuelles et professionnelles sur les transitions des individus occupant initialement un contrat à durée déterminée (CDD). L'objectif est d'identifier les déterminants expliquant le passage vers un contrat à durée indéterminée (CDI), un autre contrat temporaire, ou une sortie du marché du travail (chômage, inactivité). Le tableau n°2 présente l'ensemble des résultats.

L'analyse des résultats d'estimation du modèle logit multinomial révèle que le modèle conserve une significativité globale. En réalité, le pseudo coefficient de détermination (R^2) est de 28,27%, ce qui signifie que le modèle s'ajuste bien les données où sa capacité prédictive est jugée acceptable pour un modèle probabiliste avec des variables qualitatives.

Genre

Référence : Femme

Les hommes présentent une probabilité significativement plus élevée ($p < 0.001$) de transition vers un CDI, un autre CDD ou le chômage. Le coefficient associé au sexe masculin est positif et significatif, indiquant que les hommes disposent d'opportunités plus importantes d'accès à un emploi permanent. Cette sur-mobilité masculine est conforme à Blasco & Givord (2010, p.81), qui observent également une probabilité plus forte pour les hommes d'évoluer vers des emplois permanents.

Âge

Référence : 16–25 ans

En comparaison du groupe de référence (16-25 ans), les résultats montrent que : l'avancée en âge accroît la probabilité de transition vers un CDI (25–55 ans) et vers un autre CDD (25–45 ans). La probabilité de chômage diminue légèrement pour les 25–35 ans ($p < 0,10$), tandis que l'inactivité augmente fortement après 55 ans ($p < 0,001$). Globalement, les travailleurs plus âgés ont une probabilité plus faible que les jeunes de sortir du marché du travail. Cette situation peut être attribuée au manque d'expérience perçue chez les jeunes, ce qui constitue un obstacle à la transition vers un emploi permanent ou d'autres statuts sur le marché du travail. De plus, cette probabilité diminue progressivement à mesure que le travailleur vieillit.

Selon la théorie du signal postulée par Spence (1973, p. 369), les employeurs, qui ne peuvent pas évaluer directement les compétences d'un candidat lors du processus de recrutement, se basent sur des signaux émis par les travailleurs pour prendre leurs décisions. Par exemple, l'expérience accumulée sert de signal positif aux employeurs peut expliquer en partie la meilleure transition vers le CDI avec l'âge.

Lieu de résidence

Référence : Zone urbaine

Résider en milieu Rural augmente significativement la probabilité de transiter vers un autre CDD ($p < 0.001$) et vers le chômage ($p < 0.001$), ainsi que marginalement vers un CDI ($p < 0.10$). L'environnement rural semble donc associé à une plus grande instabilité (autre CDD, chômage) mais aussi à une légère opportunité accrue d'accès au CDI par rapport au milieu urbain. Ces résultats rejoignent les analyses de la segmentation spatiale du marché du travail (OECD, 2018 ; ILO, 2016), qui soulignent les difficultés d'accès à des emplois stables dans les zones rurales, moins dynamiques et moins diversifiées en termes d'opportunités.

Statut matrimonial

Référence : Marié

Le célibat augmente significativement les chances d'accéder à un CDI ($p < 0.001$) ou à un autre CDD ($p < 0.10$) par rapport aux individus mariés. Les situations de divorce, veuvage ou séparation ne produisent pas d'effets statistiquement significatifs. Des études internationales comme (Bäckman& Nilsson, 2016 ; OECD, 2009) ont montré que les contraintes familiales et les responsabilités domestiques peuvent limiter la mobilité professionnelle, ce qui est cohérent avec nos résultats pour les personnes mariées.

Nombre d'enfants

Référence : Aucun enfant

La présence d'un enfant augmente marginalement la probabilité de transition vers un autre CDD ($p < 0.10$). Cette variable ne constitue toutefois pas un déterminant majeur des transitions observées. Les travaux sur la conciliation emploi-famille (Eurofound, 2020) ont montré que l'effet du nombre d'enfants dépend fortement du contexte institutionnel, ce qui peut expliquer la faible significativité observée.

Niveau d'éducation

Référence : Sans diplôme

Les personnes titulaires d'un diplôme secondaire ou supérieur présentent une probabilité plus élevée d'accéder à un CDI ou à un CDD ($p < 0.10$). Ceux n'ayant aucun diplôme présentent une probabilité plus faible de sortir du statut précaire, ce qui confirme les résultats de Storrie (2002, p.59) et les analyses de l'OCDE (2020, p.19) sur la forte exposition des travailleurs peu qualifiés à la précarité et au risque de segmentation durable.

Catégorie socio-professionnelle (CSP)

Référence : Ouvriers non qualifiés

Les cadres, professions intermédiaires et ouvriers qualifiés ont des probabilités significativement plus élevées de transition vers un CDI ou un autre CDD. Cependant, les travailleurs qualifiés demeurent vulnérables au risque de chômage après un contrat temporaire. Ces observations s'inscrivent dans la littérature sur la segmentation du marché du travail, Doeringer&Piore, (1971, p.165), qui montre que les emplois peu qualifiés offrent moins de passerelles vers la stabilité.

Secteur d'activité

Référence : Industrie / BTP

Les travailleurs des secteurs de l'agriculture, des services, de la banque-finance, de l'éducation et de la santé présentent des probabilités significativement plus élevées de transition vers un CDI ou un autre CDD, par rapport à la référence. Leur probabilité d'entrée au chômage est faible et non significative pour l'inactivité.

Nature de l'employeur principal

Référence : Employeur privé principal

Travailler dans le secteur public diminue les opportunités de transition vers un CDI, notamment en raison des modalités d'accès souvent fondées sur concours. Les travailleurs contractuels du public ont tendance à accepter des contrats régulièrement renouvelés. De plus, les travailleurs ayant plusieurs employeurs sans employeur principal voient leurs chances d'accès à un CDI réduites, mais présentent un risque plus faible de sortie du marché du travail. Des analyses comparables sont fournies par l'ILO (2017, p29) sur les formes atypiques d'emploi.

Durée de l'emploi précaire

Référence : Moins de 2 ans

Une longue durée en emploi précaire augmente marginalement la probabilité d'accès à un CDI ($p < 0.10$) et réduit la probabilité de quitter le marché du travail. Ces résultats suggèrent un mécanisme d'apprentissage ou de valorisation de l'expérience précaire.

Durée du chômage antérieur

Référence : 0–2 ans

Une période longue de chômage (≥ 5 ans) accroît marginalement la probabilité de transition vers un CDI ($p < 0,10$) et réduit très fortement ($p < 0,001$) celle de transiter vers un autre CDD, un résultat qui rejoint les travaux soulignant que les parcours précaires ne se traduisent pas toujours par une "trappe à CDD" (Blanchard & Landier, 2002 ; Cahuc & Postel-Vinay, 2002). Aucun effet significatif n'est observé pour les transitions vers le chômage ou l'inactivité, ce qui s'inscrit dans les analyses montrant que les effets du chômage de longue durée sont hétérogènes selon les dimensions du marché du travail (Machin & Manning, 1999 ; Longhi et al., 2014). Contrairement à certaines hypothèses inspirées de la théorie de la segmentation (Doeringer & Piore, 1971), un long historique de chômage ne conduit donc pas à la répétition des contrats temporaires ; il semble au contraire diminuer la persistance en CDD, ce qui rejoint l'idée que les employeurs ne réagissent pas uniformément aux périodes d'inactivité, malgré les mécanismes de stigmatisation potentiels (Kroft et al., 2013 ; Eriksson & Rooth, 2014).

Tableau n°2 : Résultats d'estimation du modèle Logit multinomial sur l'échantillon globale

Variables explicatives	Modalités	CDD → CDI	CDD → CDD	CDD → Chômage	CDD → Inactivité
Intercept	—	0.998 (***)	0.974 (***)	0.685 (n.s)	0.994 (**)
Genre	Femme (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	Homme	0.239 (***)	0.110 (***)	0.230 (***)	0.471 (n.s)
Âge	16–25 ans (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	25–35 ans	0.214 (**)	0.112 (***)	-0.132 (*)	0.433 (***)
	35–45 ans	0.279 (***)	0.433 (***)	0.378 (n.s)	0.251 (n.s)
	45–55 ans	0.140 (***)	0.257 (n.s)	0.283 (n.s)	0.331 (n.s)
	+55 ans	0.323 (n.s)	0.586 (n.s)	0.164 (n.s)	0.170 (***)
Lieu de résidence	Urbain (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref

	Rural	0.347 (*)	0.117 (***)	0.172 (***)	0.493 (n.s)
Statut matrimonial	Marié(e) (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	Célibataire	0.120 (***)	0.325 (*)	0.467 (n.s)	0.380 (n.s)
	Divorcé/Veuf/Séparé	0.533 (n.s)	0.457 (n.s)	0.164 (.)	0.750 (n.s)
Nombre d'enfants	Sans enfant (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	1 enfant	0.596 (n.s)	0.653 (.)	0.453 (n.s)	0.443 (n.s)
	2 enfants	0.557 (n.s)	0.605 (n.s)	0.548 (n.s)	0.389 (n.s)
	3+ enfants	0.617 (n.s)	0.495 (n.s)	0.655 (n.s)	2.664 (n.s)
Niveaud'instruction	Sans instruction (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	Primaire	0.590 (n.s)	0.112 (*)	0.576 (n.s)	1.684 (n.s)
	Moyen	0.021 (*)	0.143 (*)	0.566 (n.s)	0.202 (n.s)
	Secondaire	0.118 (*)	0.463 (n.s)	0.786 (n.s)	0.402 (n.s)
	Universitaire	0.109 (*)	0.479 (n.s)	0.789 (n.s)	0.267 (n.s)
Secteur d'activité	Industrie/BTP (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	Agriculture	0.126 (***)	0.259 (**)	0.170 (***)	0.222 (.)
	Services	0.096 (***)	0.281 (**)	0.191 (***)	0.100 (**)
	Bancaire/Financier	0.107 (***)	0.359 (n.s)	0.336 (n.s)	0.399 (n.s)
	Éducation/Santé	0.072 (***)	0.610 (n.s)	0.607 (n.s)	0.391 (n.s)
Catégorie socio-prof.	Cadres (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	Prof. intermédiaires	0.089 (***)	0.077 (***)	0.361 (n.s)	0.626 (n.s)
	Employés	0.168 (**)	0.069 (***)	0.540 (n.s)	9.968 (n.s)
	Ouvriers qualifiés	0.500 (n.s)	0.187 (**)	0.194 (***)	0.005 (***)
	Ouvriers non qualifiés	0.220 (**)	0.467 (n.s)	0.083 (***)	0.027 (***)
Nature de l'employeur	Privé (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	Public/État	0.373 (n.s)	0.042 (***)	0.373 (n.s)	0.123 (**)
	Mixte	0.613 (n.s)	0.607 (n.s)	0.433 (n.s)	0.314 (*)
Durée emploi précaire	0–2 ans (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	2–5 ans	0.522 (n.s)	0.593 (n.s)	0.639 (.)	0.236 (*)
	+5 ans	0.416 (***)	0.537	0.631 (.)	0.324 (n.s)

			(n.s)		
Chômageantérieur	0–2 ans (Ref)	Ref	Ref	Ref	Ref
	2–5 ans	0.314	0.559	0.436	0.529
	+5 ans	0.230 (*)	-0.138 (***)	0.559 (n.s)	0.533 (n.s)
Nombre observations:	604				
Log-likelihood :	-446.12				
R Squares :	0.28274				
Likelihood ratio tests :	Chisq=351(P.value=<2.22e-16)				
Signif. Codes :	‘***’0.001‘**’0.05‘*’0.10‘.				

Source : Etablis par nos soins à l’aide de R. Studio.

Réf. : Modalité de référence

Conclusion

Cet article vise un double objectif : d’une part, mettre en évidence les facteurs sociodémographiques influençant le recours à l’emploi temporaire ; d’autre part, analyser la manière dont les caractéristiques individuelles conditionnent les transitions entre les différents statuts du marché du travail — emploi permanent (CDI), contrat à durée déterminée (CDD), chômage et inactivité. Pour ce faire, une enquête de terrain a été menée dans la wilaya de Béjaia (Algérie), mobilisant à la fois une revue de la littérature et une approche empirique fondée sur des modèles de régression logistique binaire et multinomiale.

L’analyse a révélé la difficulté d’identifier les déterminants clés du recours aux contrats temporaires et de la transition vers l’emploi permanent, compte tenu de la complexité du phénomène et du manque d’études empiriques sur le marché du travail algérien. Les résultats de la régression logistique binaire confirment l’importance de variables telles que le lieu d’activité, le niveau d’instruction, l’âge, l’ancienneté, le genre, la situation matrimoniale, le secteur d’activité et le chômage antérieur dans l’explication de l’emploi temporaire. Une corrélation positive entre l’âge et la probabilité d’occuper un emploi temporaire soutient la théorie du tremplin, suggérant que les travailleurs plus âgés (35 ans et plus) sont davantage enclins à accepter ce type d’emploi.

Le niveau d’instruction, en revanche, n’apparaît pas comme un facteur déterminant significatif dans la probabilité d’occuper un CDD, contrairement à certaines études antérieures (Salladarré F. & Hlaimi S., 2014). Les jeunes demeurent ainsi les plus vulnérables à la précarité, bien que leur situation tende à s’améliorer avec l’âge et un niveau d’éducation plus élevé. Les résultats du modèle logit bivarié soulignent par ailleurs que les femmes rurales ont une probabilité plus forte d’occuper un emploi temporaire, tandis que les travailleurs urbains bénéficient plus souvent de contrats à durée indéterminée. De plus, l’adhésion syndicale est positivement associée à l’emploi temporaire.

L’analyse du modèle logit multinomial met en évidence des différences de genre et d’âge dans les trajectoires professionnelles : les hommes et les travailleurs plus âgés présentent une probabilité plus élevée d’obtenir un emploi stable. Les individus instruits (niveau secondaire ou supérieur) disposent également de meilleures chances de transition vers la stabilité, tandis que le célibat favorise les passages vers un emploi permanent. Le lieu de résidence influence également ces transitions, les travailleurs urbains étant avantagés par rapport aux ruraux. La probabilité de transition vers un emploi stable est plus élevée dans les secteurs des services, de la banque, de la

finance et de l'éducation, tandis que les travailleurs du secteur public connaissent des perspectives plus limitées de stabilité, en raison des exigences administratives et académiques propres à ce secteur.

Ces résultats montrent que, contrairement à ce que l'on observe dans les pays de l'OCDE, le marché du travail algérien ne transforme pas toujours l'emploi temporaire en tremplin vers la stabilité socio-économique. En Algérie, l'emploi temporaire semble plutôt remplir une fonction de subsistance, assurant la reproduction de la force de travail sans offrir de véritable progression professionnelle.

Malgré les efforts des politiques publiques en faveur de la promotion de l'emploi notamment à travers les dispositifs d'insertion professionnelle pour les jeunes diplômés la précarité socioprofessionnelle reste importante.

Cette recherche apporte plusieurs contributions significatives à la compréhension des facteurs qui influencent le recours à l'emploi temporaire et la transition vers des emplois permanents en Algérie :

- Contribution empirique : elle constitue l'une des rares études quantitatives appliquées au contexte algérien, mobilisant des modèles logit binaire et multinomial pour identifier les déterminants de l'emploi temporaire et les trajectoires de transition vers l'emploi stable.
- Contribution analytique : elle met en évidence des différences significatives selon le genre, le lieu de résidence et le secteur d'activité, contribuant ainsi à une meilleure compréhension des inégalités structurelles du marché du travail.
- Contribution théorique : elle teste la validité de la théorie du tremplin dans un contexte en développement, montrant que celle-ci ne s'applique que partiellement à la réalité du marché de l'emploi algérien.
- Contribution politique : elle fournit des éléments concrets permettant de repenser les politiques publiques de l'emploi en insistant sur la qualité des emplois créés, la stabilité et l'évolution professionnelle.

Malgré la richesse des résultats obtenus, cette étude présente certaines limites.

- D'abord, la taille et la portée géographique de l'échantillon (centré sur la wilaya de Béjaia) restreignent la généralisation des conclusions à l'ensemble du territoire national.
- Ensuite, le manque de données longitudinales empêche de suivre les trajectoires individuelles sur le long terme et de mesurer précisément les transitions entre les différents statuts d'emploi.
- Enfin, l'étude repose sur une approche économétrique statique, sans prise en compte des effets temporels ni des politiques récentes postérieures à la période d'observation.

Pour prolonger ce travail, plusieurs pistes de recherche peuvent être envisagées :

- Étendre l'enquête à d'autres wilayas ou régions d'Algérie afin de comparer les dynamiques régionales du marché du travail.
- Mettre en place une analyse longitudinale permettant de suivre les trajectoires professionnelles individuelles et d'évaluer la durabilité des transitions vers l'emploi stable.
- Comparer le cas algérien à d'autres pays du Maghreb ou d'Afrique du Nord afin de situer les particularités nationales dans un cadre régional.
- Enfin, étudier l'impact des politiques publiques récentes en matière d'emploi et de formation professionnelle sur la réduction de la précarité et la promotion de l'emploi durable.

En fin, cette étude met en lumière la nécessité d'une approche intégrée des politiques de l'emploi, centrée non seulement sur la création de postes, mais surtout sur la qualité, la stabilité et la progression des carrières, conditions essentielles d'une insertion professionnelle durable et inclusive.

Bibliographies

1. Amuedo Dorante, C. (2000). Work transitions into and out of involuntary temporary employment in a segmented market: Evidence from Spain. *Industrial and Labor Relations Review*, 53(2), 309–325.
2. Arulampalam, W., Gregg, P., & Gregory, M. (2001). Introduction: Unemployment scarring. *The Economic Journal*, 111(475), 577–584.
3. Autor, D., & Houseman, S. (2010). Do temporary-help jobs improve labor market outcomes for low-skilled workers? Evidence from 'Work First'. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2, 96–128.
4. Bäckman, O., & Nilsson, A. (2016). Long-term consequences of being not in employment, education or training as a young adult. *European Societies*, 18(2), 136–157.
5. Banque mondiale. (2019). Rapport sur l'emploi et la croissance en Algérie. World Bank.
6. Blanchard, O., & Landier, A. (2001). The perverse effects of partial labour market reform: Fixed-term contracts in France. NBER Working Paper 8219, 2–43.
7. Blanchard, O., & Landier, A. (2002). The perverse effects of partial labour market reform: Fixed-term contracts in France. *The Economic Journal*, 112(480), F214–F244.
8. Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (1998). *The wage curve*. MIT Press.
9. Blasco, S., & Givord, P. (2010). Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ? *Insee Économie et Statistique*, 431–432, 73–93.
10. Booth, A. L., Dolado, J. J., & Frank, J. (2002b). Introduction: Symposium on temporary work. *Economic Journal*, 112(480), 181–189.
11. Booth, A. L., Francesconi, M., & Frank, J. (2002a). Temporary jobs: Stepping stones or dead ends? *Economic Journal*, 112(480), 189–213.
12. Bunel, M. (2007). Analyser la relation entre CDD et CDI: Emboîtement et durée des contrats. Document de Travail, 82, 1–46.
13. Cahuc, P., & Postel-Vinay, F. (2002). Temporary jobs, employment protection and labor market performance. *Labour Economics*, 9(1), 63–91.
14. Casquel, E., & Cunat, A. (2004). The dynamics of temporary jobs: Theory and some evidence for Spain. *Mimeo*, 1–21.
15. Cockx, B., & Picchio, M. (2012). Are short-lived jobs stepping stones to long-lasting jobs? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5), 646–675.
16. Cottrell, M., et al. (2002). Le temps de travail des formes particulières d'emploi. *Économie et Statistique*, 352–353, 169–189.
17. Danziger, K. (1992). The project of experimental social psychology: Historical perspectives. *Science in Context*, 5, 309–328.
18. Doeringer, P., & Piore, M. (1971). *Internal labor markets and manpower analysis*. Harvard University Press.
19. Doeringer, P., & Piore, M. (1971). *Internal labor markets and manpower analysis*. Lexington Books, 1–22.
20. Engelland, A., & Riphahn, R. (2005). Temporary contracts and employee effort. *Labour Economics*, 12(3), 281–299.
21. Eriksson, S., & Rooth, D. (2014). Do employers use unemployment as a sorting criterion when hiring? *American Economic Review*, 104(3), 1014–1039.
22. Eurofound. (2020). Regulations to address work–life balance in digital flexible working arrangements. Publications Office of the European Union.
23. Fišera, J., & Gray, J. (1978). Le développement au ras du sol chez les paysans du Tiers-monde. *Autogestion et Socialisme*, 40, 145.
24. Gagliarducci, S. (2004). What is really bad in temporary employment? European University Institute, *Mimeo*, 1–30.
25. Gagliarducci, S. (2005). The dynamics of repeated temporary jobs. *Labour Economics*, 12(4), 429–448.
26. Givord, P., & Wilner, L. (2015). When does the stepping-stone work? *Journal of Applied Econometrics*, 30(5), 787–805.
27. Guell, M., & Petrongolo, B. (2001). Worker transitions from temporary to permanent employment: The Spanish case. Discussion Paper 438, 1–45.

28. Güell, M., & Petrongolo, B. (2007). How binding are legal limits? Transitions from temporary or permanent work in Spain. *Labour Economics*, 14, 153–183.
29. Guriev, S., & Kvasov, D. (2005). Contracting on time. *American Economic Review*, 95(5), 1369–1385.
30. Hagen, T. (2003). Do fixed-term contracts increase the long-term employment opportunities of the unemployed? ZEW Discussion Paper 03–49, 1–56.
31. Harris, M., & Holmström, B. (1987). On the duration of agreements. *International Economic Review*, 2, 389–406.
32. Houseman, S. (1997). Temporary, part-time and contract employment in the United States. W.E. Upjohn Institute, 1–12.
33. Ichino, A., Mealli, F., & Nannicini, T. (2005). Temporary work agencies in Italy: A springboard toward permanent employment? *Giornale degli Economisti*, 64(1), 1–27.
34. Ichino, A., Mealli, F., & Nannicini, T. (2008). From temporary help jobs to permanent employment. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 305–327.
35. International Labour Organization. (2017). World employment and social outlook – trends 2017. ILO.
36. Kiefer, N. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, 26, 646–679.
37. Kroft, K., Lange, F., & Notowidigdo, M. (2013). Duration dependence and labor market conditions. *Quarterly Journal of Economics*, 128(3), 1123–1167.
38. Lazear, E. P. (1990). Job security provisions and employment. *Quarterly Journal of Economics*, 105(3), 699–726.
39. Lazear, E., & Rosen, S. (1990). Male-female wage differentials in job-ladders. *Journal of Labor Economics*, 8(1), 106–123.
40. Lilla, M., & Staffolani, S. (2012). Young entrants, temporary jobs and career short ties. *Rivista Ufficiale di Statistica*.
41. Longhi, S., Taylor, M., & Bradley, S. (2014). The long-term effects of unemployment. *Oxford Economic Papers*, 66(1), 1–20.
42. Machin, S., & Manning, A. (1999). The causes and consequences of long-term unemployment in Europe. *Handbook of Labor Economics*, 3, 3085–3139.
43. McGinnity, F., & Mertens, A. (2004). Wages and wage growth of fixed-term workers. *Applied Economics Quarterly*, 50(2), 139–163.
44. OECD. (2009). OECD family database. OECD.
45. OECD. (2020). OECD employment outlook 2020: Worker security and the COVID–19 crisis. OECD Publishing.
46. OCDE. (2015). Perspectives de l’emploi de l’OCDE 2015. OCDE.
47. OCDE. (2018). Perspectives de l’emploi de l’OCDE 2018. OCDE.
48. Office National des Statistiques. (2020). Enquête nationale sur l’emploi en Algérie. ONS.
49. OIT. (2016). World employment and social outlook – trends 2016. OIT.
50. Robert, G., & Lawrence, K. (1991). Layoffs and lemons. *Journal of Labor Economics*, 9(4), 351–380.
51. Salladarré, F., & Hlaimi, S. (2014). Analysis of the determinants of temporary employment in 19 European countries. Working Paper.
52. Schmid, G. (1998). Transitional labour markets: A new European employment strategy. Edward Elgar Publishing.
53. Simon, H. A. (1951). A formal theory of the employment relationship. *Econometrica*, 19(3), 293–305.
54. Spence, M. (1973). Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374.
55. Stener Pedersen, H., Hansen, C. B., & Mahler, S. (2004). Temporary agency work in the European Union. European Foundation, 2–18.
56. Storrie, D. (2002). Temporary agency work in the European Union. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.