

Le niveau des allocations de chômage influence-t-il la durée de retour à l'emploi ? Évidences empiriques du Maroc par la Méthode de Régression de Kink

Does the Level of Unemployment Benefits Affect Time-to-Reemployment?
Evidence from Morocco Using a Regression Kink Design Approach.

Auteur 1 : CHATRI Abdellatif

Auteur 2 : ESSADIQI Marouan

Auteur 3 : ASMA Imane

CHATRI Abdellatif, (Professeur chercheur), Laboratoire d'Economie Appliquée (LEA), Université Mohammed V, Rabat.

ESSADIQI Marouan, (ORCID iD : 0009-0004-0925-3802, Doctorant), Laboratoire d'Economie Appliquée (LEA), Université Mohammed V, Rabat.

ASMA Imane, (ORCID iD : 0009-0001-7379-7781, Doctorante), Laboratoire d'Economie Appliquée (LEA), Université Mohammed V, Rabat.

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

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : CHATRI .A, ESSADIQI .M & ASMA .I (2026) «Le niveau des allocations de chômage influence-t-il la durée de retour à l'emploi ? Évidences empiriques du Maroc par la Méthode de Régression de Kink », African Scientific Journal « Volume 03, Num 35 » pp: 1627 – 1657.



DOI : 10.5281/zenodo.19914396

Copyright © 2026 – ASJ



Résumé

Cet article vise à estimer l'effet causal du niveau des allocations de chômage au Maroc sur la durée du chômage, en mobilisant la méthode de régression de Kink (Regression Kink Design, RKD). Cette approche, qui prolonge la méthode bien connue de la régression sur discontinuité, est particulièrement utile lorsque la règle d'attribution d'un traitement présente un « kink », c'est-à-dire un changement de pente, dans la relation entre la variable de politique publique et la variable d'assignation sous-jacente. C'est précisément le cas du régime marocain d'indemnisation du chômage, qui se caractérise par une formule de calcul des prestations soumise à un plafond maximum. Cette configuration institutionnelle rend la méthode RKD particulièrement adaptée à l'identification de l'effet causal du montant des allocations sur la durée du chômage.

L'analyse repose sur une base de données administrative couvrant l'ensemble des salariés du secteur formel au Maroc ayant perdu leur emploi au cours des années 2020 et 2021. À partir de ces données, les résultats obtenus montrent que les allocations de chômage prolongent la durée du chômage. Une augmentation de 100 MAD allonge la durée du chômage de 7 à 12 jours, avec une élasticité comprise entre 0,96 % et 1,41 %. Cependant, les effets diffèrent selon le sexe : alors que ces allocations allongent la durée du chômage des hommes, elles la réduisent pour les femmes, ce qui suggère que ces dernières sont plus réactives aux politiques publiques. L'absence de significativité statistique peut découler des critères d'éligibilité restrictifs du régime marocain d'indemnisation du chômage.

Mots clés : : Allocations de chômage ; Régression de Kink ; Durée du chômage ; Évaluation d'impact

Abstract

This paper aims to estimate the causal effect of the level of unemployment benefits in Morocco on unemployment duration, using a regression kink design (RKD). This approach, which extends the well-known regression discontinuity design, is particularly useful when the treatment assignment rule exhibits a “kink”, that is, a change in slope, in the relationship between the public policy variable and the underlying assignment variable. This is precisely the case for the Moroccan unemployment benefits scheme, which is characterized by a benefit formula subject to a maximum cap. This institutional configuration makes the RKD method particularly suitable for identifying the causal effect of benefit levels on unemployment duration.

The analysis is based on an administrative database covering all formal sector employees in Morocco who lost their jobs during 2020 and 2021. Using this database, the results show that unemployment benefits extend the duration of unemployment. A 100 MAD increase lengthens unemployment by 7 to 12 days, with an elasticity ranging from 0.96% to 1.41%. However, the effects differ by gender: while these benefits lengthen unemployment duration for men, they shorten it for women, suggesting that women are more responsive to public policies. The lack of statistical significance may stem from restrictive eligibility criteria in Morocco’s unemployment benefits scheme.

Key words: Unemployment Benefits; Regression Kink Design; Unemployment Duration; Impact Evaluation

Introduction

Au cours des dernières décennies, les économistes ont porté une attention croissante aux effets de l'assurance chômage sur le marché du travail, en particulier sur la sortie de chômage et les niveaux de salaire. La plupart des études s'appuient sur la théorie de la recherche d'emploi, introduite par Stigler (1961, 1962), qui met en évidence l'impact de l'information imparfaite sur la dispersion des salaires et des prix. Cette approche a été développée par McCall (1970) et Gronau (1971), qui ont analysé le rôle du salaire de réserve dans la décision d'accepter ou de refuser une offre d'emploi. Mortensen (1977, 1986) a ensuite renforcé cette théorie en montrant que les allocations de chômage influencent directement le salaire de réserve et la durée du chômage. D'une part, en augmentant le salaire de réserve, elles permettent aux demandeurs d'emploi de privilégier des postes mieux rémunérés, favorisant ainsi la productivité et réduisant le risque de chômage récurrent. D'autre part, elles tendent à prolonger la période de chômage, notamment en raison d'un aléa moral potentiel lié à une diminution de l'effort de recherche d'emploi.

La littérature disponible s'est également intéressée aux facteurs susceptibles d'exacerber cet aléa moral, tels que le montant des allocations, le temps restant avant leur expiration et leur impact sur le retour à l'emploi. Ces études mettent en lumière les mécanismes complexes qui régissent les allocations de chômage et leurs effets sur la performance du marché du travail.

Plus précisément, une large part de la recherche porte sur l'impact du montant de ces allocations, notamment du taux de remplacement — c'est-à-dire la proportion des salaires antérieurs couverte par les allocations de chômage — et sur son effet sur le comportement des chômeurs et leur retour au travail. Dans l'ensemble, les résultats suggèrent un effet négatif des allocations de chômage sur la durée du chômage (Lancaster 1979 ; Nickell 1979 ; Narendranathan, Nickell, et Stern 1985 ; Katz et Meyer 1990 ; Jenkins et García-Serrano 2000). Toutefois, elles ont aussi des effets positifs, tels que le lissage de la consommation pendant les périodes de chômage (Gruber 1997, 1998 ; Browning et Crossley 2001 ; Bloemen et Stancanelli 2005) et l'amélioration de la productivité des travailleurs (Acemoglu et Shimer 1999 ; Acemoglu 2000, 2001 ; Marimon et Zilibotti 1999). Les allocations de chômage entraînent donc à la fois des effets positifs et négatifs, qu'il convient d'arbitrer afin d'atteindre un niveau optimal d'indemnisation (Chetty 2006, 2008 ; Landais 2015 ; Shimer and Werning 2008 ; Baily 1978).

Malgré l'abondance de la littérature sur cette question dans les économies développées, les recherches portant sur les pays en développement, en particulier en Afrique, demeurent très limitées. Ce déficit est important, car la dynamique du marché du travail dans ces pays — marquée

par une forte informalité de l'emploi, une faible couverture sociale, une vulnérabilité aux chocs économiques ainsi que de faibles niveaux de productivité et de salaire — diffère nettement de celle observée dans les économies développées.

Le cas du Maroc est particulièrement illustratif à cet égard. En effet, alors qu'il figure parmi les rares pays africains à avoir mis en place un dispositif d'indemnisation pour les salariés ayant perdu leur emploi, aucune étude — à notre connaissance — n'a été menée afin d'estimer le véritable effet du montant de l'allocation sur la durée du chômage des bénéficiaires. Cela laisse subsister une lacune importante dans la compréhension de l'efficacité et du fonctionnement des dispositifs d'allocation de chômage dans de tels contextes.

Cet article vise à combler cette lacune en estimant l'effet causal des allocations de chômage marocaines sur la durée du chômage. Il contribue à la littérature de cinq manières principales. Premièrement, il fournit des preuves empiriques sur les effets des allocations de chômage dans une économie africaine, répondant ainsi à un vide important dans la littérature. Deuxièmement, en exploitant des données issues de la pandémie de COVID-19, il examine la manière dont les salariés réagissent aux allocations de chômage pendant un choc de grande ampleur, offrant des enseignements pertinents non seulement pour le Maroc, mais aussi pour d'autres économies en développement présentant des structures de marché du travail similaires. Troisièmement, en prolongeant les travaux existants au contexte marocain (Chatri et Tahir 2024), cette recherche va au-delà de l'estimation de l'effet absolu des allocations sur le retour à l'emploi. Plus précisément, elle cherche à saisir l'impact du montant de l'allocation, qui constitue l'un des paramètres clés de ce dispositif. Quatrièmement, elle mobilise une régression de kink (RKD), une approche économétrique de pointe particulièrement adaptée pour traiter les problèmes d'endogénéité qui apparaissent lorsque les allocations de chômage sont déterminées par le revenu antérieur — une caractéristique fréquente des systèmes d'indemnisation du chômage (Card et al. 2015 ; Card, Lee, et Pei 2009 ; Card et al. 2012, 2015 ; Landais 2015 ; Britto 2016 ; Kyyrä et Pesola 2020). Enfin, cet article se distingue par sa portée opérationnelle. Ses résultats sont susceptibles d'apporter des enseignements utiles aux décideurs publics au Maroc et dans d'autres pays en développement pour concevoir des dispositifs d'indemnisation conciliant soutien au revenu et limitation des désincitations au travail. Cette question est particulièrement pertinente pour le Maroc, qui se prépare à réformer en profondeur son régime d'indemnité pour perte d'emploi dans le cadre de sa politique de généralisation de la protection sociale, lancée en 2022 (Ministère des Finances 2022).

La suite de l'article est structurée comme suit : la section 2 présente une revue de la littérature ; la section 3 décrit le contexte institutionnel et les données ; la section 4 détaille la méthodologie d'estimation ; la section 5 présente les résultats et leur discussion ; enfin, la section 6 conclut.

1. Revue de la littérature

Les recherches empiriques sur l'effet des allocations de chômage sur la durée du chômage révèlent des résultats divers et hétérogènes, influencés par le contexte national, la méthodologie utilisée et les spécifications économétriques. Plusieurs études ont analysé cet impact dans différents pays, mettant en évidence une relation complexe entre indemnisation et durée du chômage.

À la suite de Duguet, Frémigacci et L'Horty (2008), nous classons les études sur l'effet des allocations de chômage sur la durée du chômage en deux grandes catégories : d'une part, les études fondées sur des approches structurelles ou en forme réduite ; d'autre part, les études reposant sur des expériences naturelles, auxquelles nous avons ajouté deux articles mobilisant une méthodologie de régression de kink (RKD). Enfin, l'article de Chetty est présenté comme un exemple d'estimation reposant sur l'approche des statistiques suffisantes, appliquée à la détermination du taux de remplacement optimal, comme mentionné dans l'introduction.

Nous commençons par les estimations issues des approches structurelles ou en forme réduite. Lancaster (1979) a examiné des données britanniques de 1973 et estimé que l'élasticité de la durée du chômage par rapport au taux de remplacement était de 0,43 dans un modèle exponentiel et de 0,53 dans un modèle de Weibull. Après prise en compte de l'hétérogénéité inobservée, cette élasticité atteignait 0,6 dans le modèle de Weibull, ce qui suggère que l'effet des allocations pourrait être surestimé sans cette correction. Nickell (1979) a utilisé un modèle Logit en temps discret et a trouvé une élasticité initiale de 1, indiquant une forte sensibilité aux allocations. Toutefois, cet effet diminuait avec le temps, devenant non significatif après 20 semaines de chômage. L'introduction de l'hétérogénéité inobservée a légèrement ajusté l'élasticité à 0,95.

Narendranathan, Nickell et Stern (1985) ont analysé des données administratives britanniques de 1978 et trouvé une élasticité de 0,28, qui augmentait à 0,36 après prise en compte de l'hétérogénéité inobservée. L'effet des allocations diminuait avec l'âge, passant de 0,65 pour les moins de 20 ans à 0,08 pour les plus de 44 ans. En Espagne, Jenkins et García-Serrano (2000) ont appliqué un modèle logistique en temps discret et trouvé une élasticité modérée de 0,16, demeurant stable après contrôle de l'hétérogénéité inobservée. L'effet était plus fort pour les individus âgés de 52 à 59 ans et disparaissait pour les chômeurs de longue durée.

Moffitt (1985) a utilisé des données administratives américaines portant sur un échantillon de 4 628 hommes au chômage dans 13 États, bénéficiaires d'allocations entre 1978 et 1983. L'estimation d'un modèle semi-paramétrique à risques proportionnels l'a conduit à établir une élasticité de la durée du chômage par rapport au niveau des prestations de 0,36. Ce résultat implique qu'une augmentation de 10% des prestations hebdomadaires entraînerait un allongement d'une demi-semaine de la durée moyenne du chômage. En utilisant les mêmes données, Katz et Meyer (1990) ont trouvé une élasticité comprise entre 0,8 et 0,9. Ils ont également mis en évidence une plus grande élasticité de la durée du chômage par rapport aux prestations reçues, chez les individus âgés de 17 à 24 ans.

Nous passons ensuite aux estimations fondées sur des expériences naturelles. Les réformes des politiques d'indemnisation du chômage offrent également des enseignements précieux. En Suède, Carling, Holmlund et Vejsiu (2001) ont étudié une réduction du taux de remplacement de 80% à 75%, montrant une hausse de 10% du taux de sortie du chômage et une élasticité de 1,6. Les jeunes étaient plus sensibles à cette réduction, tandis que des effets d'anticipation accéléraient les sorties avant l'entrée en vigueur de la réforme. En Norvège, Roed et Zhang (2003) ont constaté que les hommes réagissaient plus fortement que les femmes aux variations des allocations, avec des élasticités de 0,95 et 0,35 respectivement. Après correction, ces valeurs ont été ajustées à 0,35 et 0,25, indiquant un effet persistant même en période de récession.

Tatsiramos (2009) a comparé l'impact des allocations en France, en Allemagne et en Angleterre. Il a constaté que des allocations plus généreuses réduisaient la probabilité de retour au travail, mais amélioraient la stabilité de l'emploi, en particulier pour les chômeurs de courte durée. Lalive, Van Ours et Zweimüller (2006) ont analysé une réforme en Autriche ayant accru les allocations de 6%. Ils ont trouvé que la durée du chômage s'allongeait en moyenne de 2,5 jours, avec une élasticité de 0,15, bien que l'effet fût négligeable pour les travailleurs non saisonniers.

Landais (2015) a cherché à développer une formule de bien-être pour l'assurance chômage fondée sur des variations quasi-expérimentales. Il a prolongé le travail de Chetty (2008), qui avait mis en évidence le rôle des effets de liquidité dans l'évaluation des gains de bien-être. Pour ce faire, il a exploité des sources d'exogénéité institutionnelle telles que les « kink » présents dans la formule de calcul des allocations, notamment les plafonds d'indemnisation. Cette approche a permis d'identifier de manière plus robuste les effets totaux en corrigeant le biais d'endogénéité de la variable d'assignation, et d'évaluer l'importance relative des effets de liquidité sans recourir aux

données de consommation ni aux indemnités de licenciement. Son estimation aboutit à une élasticité de 0,29, révélant un ratio liquidité/aléa moral inférieur à celui trouvé par Chetty (2008).

Card et al. (2015) ont analysé l'impact des allocations de chômage sur la durée du chômage dans l'État du Missouri entre 2003 et 2013. Ils ont divisé cette période en deux phases : avant la crise de 2008 (2003-2007) et après (2008-2013). Leur estimation reposait sur une régression de kink floue (*fuzzy RKD*), c'est-à-dire une méthode d'évaluation des effets de traitement en présence d'irrégularités dans la formule de calcul des allocations. Les résultats ont montré que la durée d'indemnisation du chômage était plus sensible au niveau des prestations pendant la récession et dans la période qui a suivi, avec une élasticité comprise entre 0,65 et 0,9, contre environ 0,35 avant la crise.

Chetty (2008) s'est intéressé à la question du niveau optimal des allocations de chômage en adoptant une approche différente de celle de Baily (1978). Il a montré que l'allongement de la durée du chômage ne s'expliquait pas uniquement par un effet d'aléa moral résultant d'une réduction de l'effort de recherche d'emploi, mais aussi par un effet de liquidité lié au lissage de la consommation pendant le chômage, réduisant ainsi l'urgence de retrouver un emploi. À l'aide d'un modèle de Cox, il a estimé une élasticité de 0,53 entre l'assurance chômage et le montant des prestations.

Ces études confirment que des prestations plus généreuses tendent généralement à allonger la durée du chômage, même si l'effet varie selon les caractéristiques des chômeurs et le contexte économique. Toutefois, elles suggèrent également un effet positif sur la stabilité de l'emploi, en particulier pour les chômeurs de courte durée¹.

2. Description du programme et des données

2.1. Aperçu du régime marocain d'allocations de chômage

Les allocations de chômage sont régies par la législation marocaine de sécurité sociale. Elles reposent sur un modèle contributif obligatoire, financé par des cotisations assises sur les salaires et versées conjointement par les employeurs et les salariés. Leur double objectif est de compenser les personnes au chômage tout en encourageant leur retour à l'emploi. Toutefois, le montant de l'allocation n'est pas strictement proportionnel au salaire antérieur, puisqu'il est plafonné au

¹ Pour aller plus loin, on peut se référer à Krueger et Meyer (2002), Karni (1999), Tatsiramos et Van Ours (2014), Schmieder et von Wachter (2016), Duguet, Frémigacci et L'Horty (2008), Frémigacci (2001), ainsi qu'à Holmlund (1998, 2015).

Salaire Minimum Interprofessionnel Garanti (SMIG). Le mécanisme est donc susceptible de fonctionner davantage comme un filet de sécurité visant à éviter une chute brutale du revenu en cas de perte d'emploi.

Pour être éligibles aux allocations de chômage marocaines, les salariés doivent remplir les conditions principales suivantes : i) avoir subi une perte involontaire d'emploi ; ii) avoir cotisé à la Caisse Nationale de Sécurité Sociale (CNSS) pendant au moins 780 jours au cours des trois années précédant la perte d'emploi (dont au moins 260 jours au cours des 12 derniers mois) ; iii) être inscrits comme demandeurs d'emploi auprès de l'agence publique chargée de la mise en œuvre des programmes de promotion de l'emploi (Agence Nationale de Promotion de l'Emploi et des Compétences — ANAPEC) ; iv) avoir déclaré leur perte d'emploi à la CNSS dans un délai de 60 jours.

L'indemnisation couvre jusqu'à 6 mois pour les personnes éligibles en recherche d'un nouvel emploi. Le montant mensuel est égal à 70% du salaire de référence moyen déclaré au cours des 36 derniers mois, plafonné au SMIG, qui s'élevait à 2 828,71 MAD (soit 266€) en janvier 2021. Les bénéficiaires conservent les allocations familiales, l'assurance maladie obligatoire de base et les droits à pension pendant la période d'indemnisation. L'ANAPEC accompagne également les bénéficiaires dans leur recherche d'emploi.

L'attribution de l'allocation suit une règle avec « kink », ce qui permet l'application de la méthode de régression de kink (RKD) afin d'évaluer l'effet des allocations de chômage sur la durée du chômage. Cette règle est définie comme suit :

$$B = \min (0.7w, \text{SMIG})$$

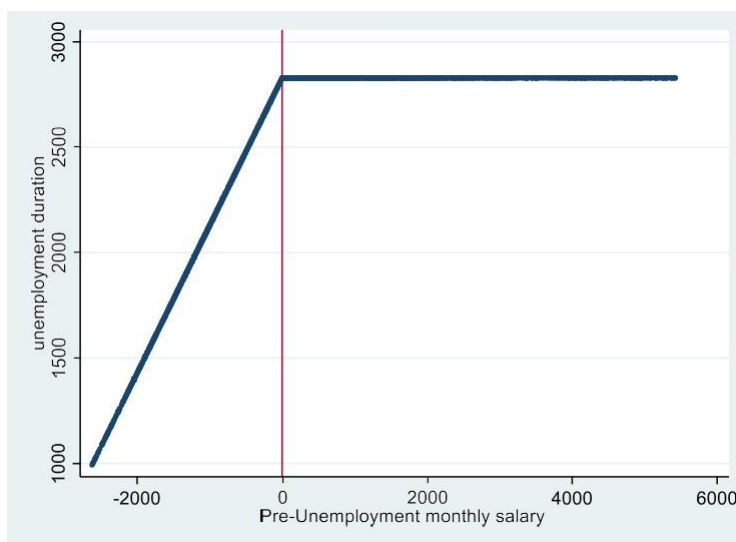
Où B représente l'allocation mensuelle, w le salaire de référence moyen déclaré au cours des 36 derniers mois, et SMIG le Salaire Minimum Interprofessionnel Garanti.

Autrement dit, le bénéficiaire perçoit le montant le plus faible entre 70% de son dernier salaire et le SMIG. Le seuil salarial à partir duquel l'allocation atteint son plafond est déterminé par :

$$\text{SMIG} / 0.7 = 2\,828,71 \text{ MAD} / 0.7 = 4\,041 \text{ MAD (dirham Marocain)}.$$

Ainsi, les travailleurs dont le salaire avant chômage est supérieur ou égal à 4 041 MAD perçoivent l'allocation maximale (c'est-à-dire le SMIG), tandis que ceux dont le salaire est inférieur à ce seuil reçoivent 70% de leur dernier salaire. La figure 1 illustre la relation non linéaire entre le montant de l'allocation et le salaire mensuel avant chômage.

Figure 1: Relation entre la variable d'assignation² (salaire mensuel avant chômage) et la variable de traitement (montant des allocations) à partir des données observées.



Source : Elaboré par les auteurs sous Stata16.

2.1. Données et statistiques descriptives

Cet article cherche à contribuer au débat sur l'impact du montant des allocations de chômage sur la durée du chômage des bénéficiaires, en apportant des preuves empiriques. Il mobilise ainsi les données de la CNSS couvrant l'ensemble des salariés marocains du secteur formel ayant perdu leur emploi en 2020 et 2021. La base de données initiale contient des informations sur 61 055 individus, dont 44 186 hommes et 16 869 femmes. Parmi eux, 23 916 ont perçu des allocations de chômage et 35 610 ont retrouvé un emploi.

La base de données comprend plusieurs variables, dont notamment : des informations d'identification telles que le sexe et l'âge ; des données d'emploi antérieures au chômage, telles que la date de perte d'emploi, le nombre de jours déclarés au cours des 36 derniers mois, la dernière année de déclaration, le dernier salaire déclaré avant la perte d'emploi et le dernier mois déclaré ; des données relatives aux allocations de chômage, telles que le nombre de jours indemnisés ; et des données postérieures au chômage, telles que l'année de réemploi, la première période de réemploi, la taille de l'entreprise d'embauche, le secteur d'activité, le salaire de réemploi et le salaire déclaré au 31 décembre 2021 pour les individus réemployés.

² La variable d'assignation, à savoir le salaire mensuel avant chômage, est normalisée.

Le montant de l'indemnisation a été calculé par nos soins à partir des données disponibles. Nous avons utilisé le dernier salaire déclaré comme approximation du salaire moyen des 36 derniers mois. Nous supposons que, même s'il existe un biais dans notre analyse, celui-ci reste minimal, dans la mesure où environ la moitié des salariés éligibles aux allocations percevaient un salaire inférieur au SMIG. En outre, les salaires étant généralement très faibles, la probabilité de fluctuations importantes au cours des 36 derniers mois s'en trouve réduite.

Après nettoyage des données — exclusion des individus dont le salaire avant chômage était inconnu, de ceux qui n'avaient pas retrouvé un emploi (afin d'éviter la censure à droite de la durée du chômage, puisqu'il est souvent impossible de déterminer si les personnes en chômage de longue durée se sont définitivement retirées du marché du travail), de ceux qui n'avaient pas perçu d'allocation de chômage, ainsi que des individus âgés de moins de 15 ans ou de plus de 60 ans — notre échantillon final comprend 4 722 individus, dont 3 775 hommes et 946 femmes. La taille relativement réduite de l'échantillon final peut s'expliquer par les critères d'éligibilité très restrictifs présentés dans la sous-section 2.1, ainsi que par le caractère non automatique de l'accès au programme, qui peut décourager certains salariés d'accomplir les démarches nécessaires pour bénéficier de l'allocation. La durée du chômage est calculée comme l'intervalle de temps entre la date de perte d'emploi et la date de réemploi. Le tableau 1 ci-dessous présente les statistiques descriptives des principales variables utilisées dans l'analyse.

Tableau 1: Statistiques Descriptives

Variable	Nombre d'observation	Moyenne	Écart-type	Coefficient de variation	Min	Max
Montant de l'allocation (MAD)	4,722	2122.452	558.8376	0.26	993.349	2828.71
Durée du chômage (jours)	4,722	241.8223	132.9717	0.55	31	669
Salaire mensuel avant chômage (MAD)	4,722	3507.479	1678.089	0.47	1419.07	9462

Nombre de jours d'indemnisation	4,722	160.9852	38.1204	0.24	21	180
Âge	4,722	38.687	8.483626	0.22	20	60

Le tableau présente les statistiques descriptives du montant des allocations de chômage en MAD, de la durée du chômage en jours, du salaire mensuel avant chômage (qui constitue notre variable de forcing utilisée dans l'estimation ultérieure), du nombre de jours indemnisés au titre du régime d'assurance chômage (plafonné à 180 jours), et enfin de l'âge des chômeurs.

Le montant moyen des allocations de chômage est de 2 122,452 MAD, avec un écart-type de 558,8376 MAD. Le coefficient de variation est de 0,26, supérieur à 15 %, ce qui indique une forte dispersion des montants des allocations dans l'échantillon. Le salaire mensuel avant chômage est de 3 507,479 MAD, avec un coefficient de variation de 0,47, ce qui traduit également une forte hétérogénéité salariale. La durée moyenne du chômage est de 241,8223 jours, avec un coefficient de variation de 0,55, suggérant une variabilité substantielle des durées de chômage. S'agissant du nombre de jours indemnisés, la moyenne est de 161,86 jours, proche de la valeur maximale de 180 jours, ce qui indique que la plupart des bénéficiaires épuisent leurs droits.

3. Méthodologie et stratégie d'estimation

Cet article utilise la RKD pour fournir des preuves empiriques sur l'efficacité du niveau des allocations de chômage au Maroc. Contrairement à la méthode de régression sur discontinuité (RDD), cette approche exploite la présence d'un « kink » (un changement de pente) dans une variable de traitement continue, imposé par une règle déterministe et définie à partir d'une variable d'assignation endogène, afin d'en estimer l'effet sur une variable de résultat.

Dans le cas des allocations de chômage, un exemple typique de « kink » apparaît lorsque leur plafond modifie la relation entre le montant des allocations — variable de traitement — et le revenu antérieur — variable d'assignation — souvent représentée par le taux de remplacement. L'approche RKD permet ainsi d'estimer l'effet des variations de l'intensité du traitement sur les bénéficiaires des allocations de chômage en comparant les variables de résultat des individus situés juste au-dessous du seuil du « kink » à celles des individus situés juste au-dessus. Cela implique que les résultats de l'estimation ne peuvent pas être généralisés à l'ensemble de la population, l'estimateur étant local — à l'instar du *local average treatment effect* (LATE) estimé par la RDD, qui repose exclusivement sur les observations proches du point de discontinuité (Lee et Lemieux 2010).

Comme pour la RDD, la RKD se décline en deux types : la *Sharp* RKD, lorsque la règle d'assignation est strictement respectée, et la *Fuzzy* RKD, qui apparaît en présence de données inobservées pouvant conduire la variable de traitement à s'écarter de son niveau prédit par la formule, en raison notamment de problèmes de non-respect ou d'erreurs de mesure (Card et al. 2012, 2015).

Dans notre cas, la régression *Sharp* RKD est préférée à la *Fuzzy* RKD, car la règle d'assignation dépend uniquement du revenu antérieur au Maroc. Ainsi, aucune autre variable inobservée (telle que le nombre de personnes à charge, comme discuté dans Card et al. 2012, 2015) n'intervient, et il n'existe pas non plus de non-respect de la règle. En outre, nous apportons ci-dessous des éléments confirmant l'absence de manipulation.

Dans la mesure où la règle d'assignation dépend uniquement du revenu antérieur au Maroc, et où les hypothèses d'absence de non-respect et de non-manipulation sont confirmées (voir la section suivante), cet article utilise l'estimateur *Sharp* RKD, donné par la quantité suivante :

$$\tau_{RKD} = \frac{dY}{dT} = \frac{\lim_{w_0 \rightarrow 0^+} \frac{dE[Y|W=w]}{dw} |_{w=w_0} - \lim_{w_0 \rightarrow 0^-} \frac{dE[Y|W=w]}{dw} |_{w=w_0}}{\lim_{w_0 \rightarrow 0^+} \frac{dE[T|W=w]}{dw} |_{w=w_0} - \lim_{w_0 \rightarrow 0^-} \frac{dE[T|W=w]}{dw} |_{w=w_0}} \quad (1)$$

Où l'effet du traitement τ_{RKD} correspond au rapport entre la variation de la variable de résultat (Y : durée du chômage en jours) autour du point d'inflexion (kink) (w_0), fondée sur la variable d'assignation (salaire mensuel avant chômage : W), et la variation du traitement (T : niveau des allocations de chômage) au même point, également fondée sur la variable d'assignation. Compte tenu des caractéristiques du régime marocain, telles qu'exposées à la section 2 ci-dessus, le dénominateur de (1) est égal à $-0,7$, puisque la pente vaut $0,7$ avant le « kink » et devient nulle après celui-ci, une fois le plafond des allocations atteint.

Quant au numérateur, il sera estimé ici à l'aide de l'approche non paramétrique fondée sur des polynômes locaux, conformément à Card et al. (2012). Il s'agit d'estimer ce qui suit :

$$\min_{\tilde{\beta}_j^-} \sum_{i=1}^{n^-} \left\{ Y_i^- - \sum_{j=0}^p \tilde{\beta}_j^- (W_j^-)^j \right\}^2 K \left(\frac{W_i^-}{h} \right) \quad (2)$$

$$\min_{\tilde{\beta}_j^+} \sum_{i=1}^{n^+} \left\{ Y_i^+ - \sum_{j=0}^p \tilde{\beta}_j^+ (W_j^+)^j \right\}^2 K \left(\frac{W_i^+}{h} \right) \quad (3)$$

Où « - » et « + » désignent respectivement les quantités de la régression à gauche et à droite du point d'inflexion (kink). K est la fonction noyau, h la largeur de bande, et p l'ordre du polynôme utilisé dans l'estimation. Dans cet article, le modèle quadratique local ($p = 2$), qui est susceptible de minimiser l'erreur quadratique moyenne asymptotique (Calonico, Cattaneo, et Titiunik 2014b ; Gelman et Imbens 2019), est utilisé. Pour la fonction noyau, un noyau uniforme est retenu, conformément à la recommandation de Card et al. (2012). Enfin, pour la sélection de la largeur de bande, nous appliquons la méthode proposée par Calonico, Cattaneo et Titiunik (2014b), qui minimise l'erreur quadratique moyenne (MSE). Afin d'évaluer la robustesse, nous réalisons des tests de sensibilité en utilisant plusieurs méthodes alternatives de sélection de la largeur de bande proposées par Calonico et al. (2017).

Par conséquent, l'effet de traitement estimé est donné par :

$$\tau_{RKD} = \frac{\hat{\beta}_1^+ - \hat{\beta}_1^-}{\hat{k}_1^+ - \hat{k}_1^-} \quad (4)$$

L'identification de cet estimateur repose toutefois sur plusieurs conditions. La *Sharp* RKD repose sur les hypothèses suivantes :

1. **Régularité** : (i) le support du vecteur des variables inobservables est borné ; (ii) la fonction de la variable de résultat est continue et partiellement différentiable par rapport à la première et deuxième variable.
2. **Effet lisse de la variable d'assignation** : la dérivée partielle de la variable de résultat par rapport à la variable d'assignation est continue.
3. **Premier ordre et population d'assignation au point du « kink »** : (i) la fonction de la variable de traitement est continue et différentiable, sauf au point du « kink » où elle présente un changement de pente. (ii) La densité conditionnelle est positive dans un voisinage du point d'inflexion.
4. **Densité lisse de la variable d'assignation** : la densité conditionnelle et sa dérivée partielle sont continues.
5. **Continuité des covariables prédéterminées** : la fonction de distribution conditionnelle de toute covariable prédéterminée X (étant donné la variable d'assignation) ne présente pas de « kink » au seuil.

Toutes ces conditions ne peuvent pas être testées empiriquement, certaines étant supposées satisfaites a priori sans vérification directe. C’est le cas, par exemple, de la première condition, qui suppose que les variables inobservables ne prennent pas de valeurs extrêmes ou infinies.

La figure 2 et le tableau 2 ci-dessous indiquent que la variable d’assignation (salaire mensuel avant chômage) n’est pas manipulée et que sa densité est continue au seuil. Les intervalles de confiance se chevauchent de part et d’autre du seuil, et la p-value de l’hypothèse nulle d’absence de manipulation est égale à 0,1917.

Figure 2: graphique du test de manipulation de la variable d’assignation³



Source : Elaboré par les auteurs sous Stata16.

Tableau 2: Test de manipulation

<u>Méthode</u>	<u>T-Statistics</u>	<u>P-value</u>

<u>Robuste</u>	<u>-1.3055</u>	<u>0.1917</u>

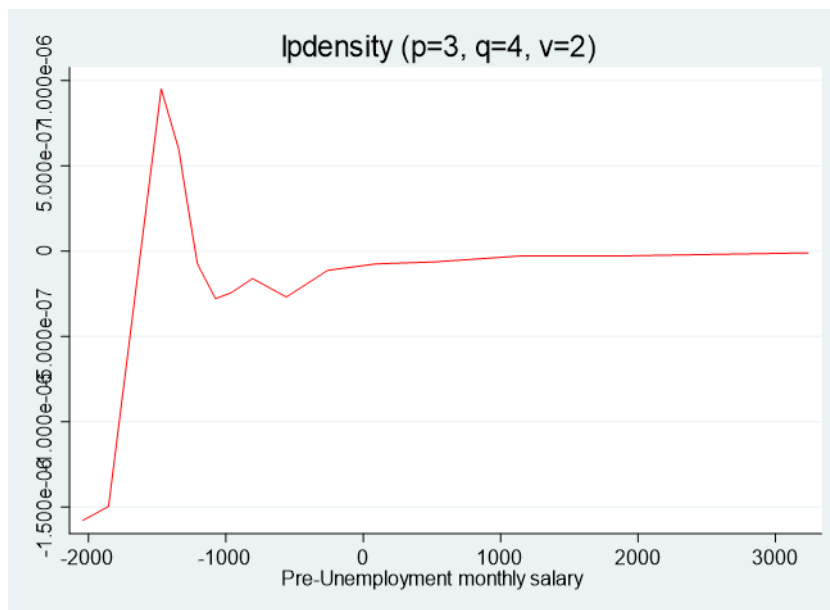
P-values des tests binomiaux. ($H_0 : \text{prob} = .5$)

³ La figure 2 présente les résultats du test de manipulation proposé par Cattaneo, Jansson et Ma (2018). Le test examine si, dans un voisinage local autour du seuil, le nombre d’observations juste en dessous du *cutoff* est significativement différent du nombre d’observations juste au-dessus. L’hypothèse sous-jacente est que, si les unités sont incapables de manipuler avec précision la valeur du score qu’elles reçoivent, le nombre d’observations traitées juste au-dessus du seuil devrait être approximativement égal au nombre d’observations de contrôle juste en dessous.

Remarque : Ce tableau présente la statistique de test et la p-value du test binomial de manipulation appliqué à la variable d'assignation, tel qu'illustré dans la figure 2.

L'estimation de la dérivée de la fonction de densité à partir des polynômes locaux (figure 3, suivant la méthodologie de Cattaneo, Jansson, and Ma (2018)) ne montre pas non plus de discontinuité de la dérivée de densité au seuil, ce qui valide l'hypothèse 4.

Figure 3: Ipdensity (p=3, q=4, v=2)⁴

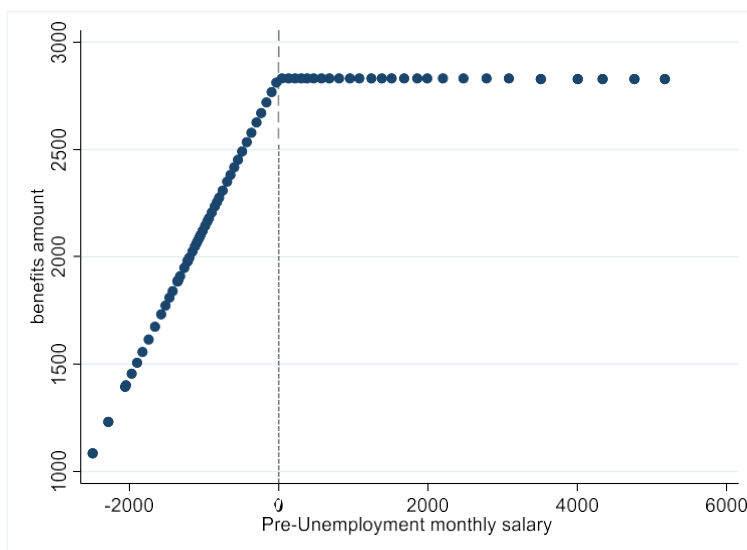


Source : Elaboré par les auteurs sous Stata16.

La figure 4 ci-après, illustre la relation entre la variable d'assignation (salaire mensuel avant chômage) et la variable de traitement endogène (montant des allocations). Elle met en évidence un changement de pente du montant des allocations au point du « kink », confirmant ainsi que le dispositif *Sharp* RKD est approprié dans notre cas et validant l'hypothèse 3.

⁴ Le graphique montre la dérivée estimée de la fonction de densité de la variable d'assignation (salaire mensuel avant chômage). Cette estimation a été réalisée à l'aide d'un modèle polynomial cubique local et d'un modèle polynomial quartique local pour la correction du biais.

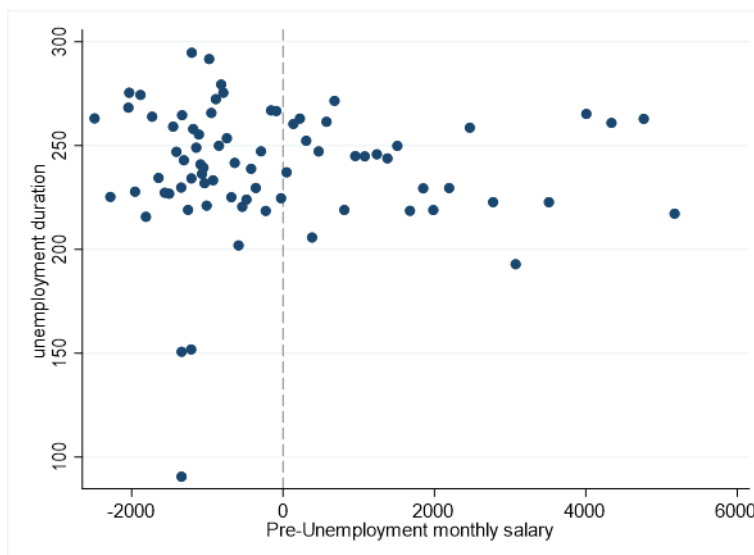
Figure 4: La relation entre la variable d'assignation et la variable de traitement endogène⁵



Source : Elaboré par les auteurs sous Stata16.

Par ailleurs, la figure 5 ci-dessous présente la relation entre la variable d'assignation (salaire mensuel avant chômage) et la variable de résultat (durée du chômage en jours), sans montrer de changement clair de pente au point d'inflexion, ce qui valide l'hypothèse 2.

Figure 5: la relation entre la variable d'assignation et la variable de résultat⁶



Source : Elaboré par les auteurs sous Stata16.

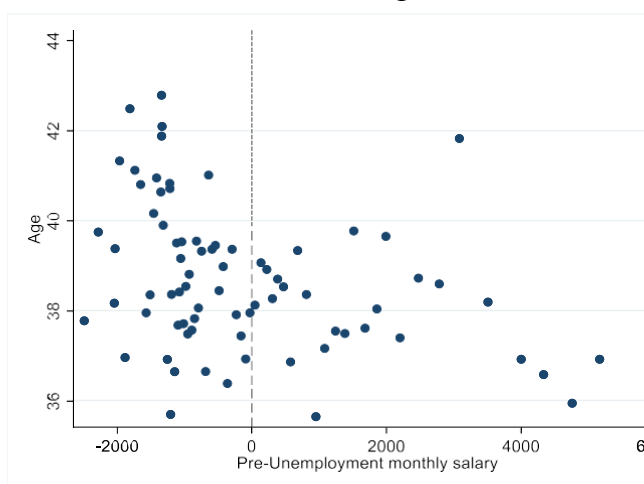
⁵ Le graphique montre la relation entre la variable de traitement (montant de l'allocation) et la variable d'assignation (salaire mensuel avant chômage), confirmant la présence d'un point de « kink ». L'estimation utilise 76 classes contenant un nombre égal d'observations. Le montant de l'allocation est exprimé en MAD (dirhams marocains).

⁶ Le graphique montre la relation entre la durée du chômage en jours (la variable de résultat) et le salaire mensuel avant chômage (la variable d'assignation) autour du point de « kink ». L'estimation utilise 76 classes contenant un nombre égal d'observations, et la durée est exprimée en jours.

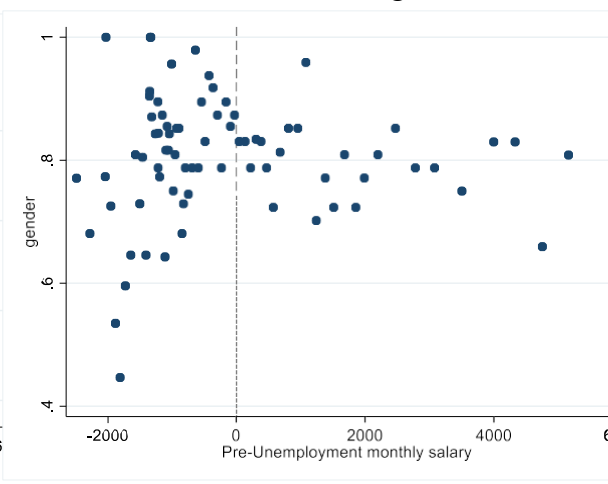
En outre, la relation entre les covariables et la variable d'assignation (figure 6) suggère un point de « kink » probable entre la variable d'assignation et certaines covariables prédéterminées, notamment l'âge et le sexe. En revanche, pour le nombre de jours déclarés au cours des 36 derniers mois, le graphique ne fournit pas d'indication claire d'un point de « kink ».

Figure 6: La relation entre les covariables et la variable d'assignation⁷

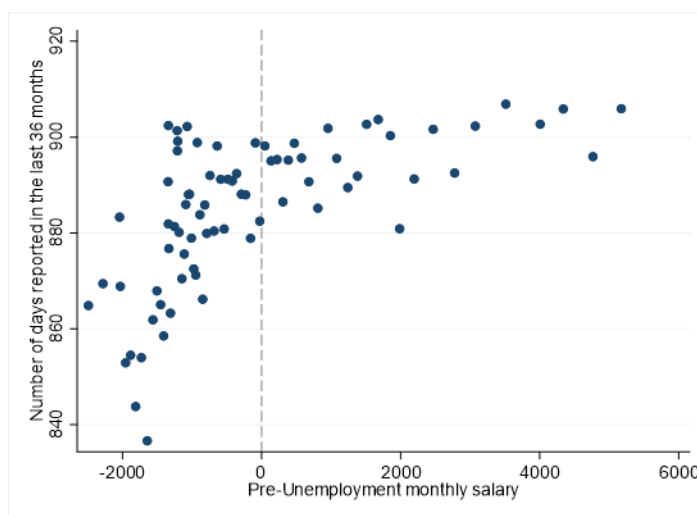
(a) La relation entre l'âge et le salaire mensuel avant chômage



(b) La relation entre le sexe et le salaire mensuel avant chômage



(c) La relation entre le nombre de jours déclarés au cours des 36 derniers mois et le salaire mensuel avant chômage



mensuel avant chômage

Source : Elaboré par les auteurs sous Stata16.

⁷ Le graphique illustre la relation entre les trois covariables prédéterminées utilisées dans l'estimation (âge, sexe et nombre de jours déclarés au cours des 36 derniers mois) et la variable d'assignation (salaire mensuel avant chômage) autour du point de « kink ». L'estimation a été réalisée à l'aide de 76 classes, chacune contenant un nombre égal d'observations.

Afin de confirmer cette conclusion, nous avons estimé des modèles de polynômes locaux (Cattaneo, Idrobo, et Titiumik 2024). Les résultats présentés dans le tableau (3) ci-dessous montrent que l'effet de la variable d'assignation sur les covariables prédéterminées est lisse au seuil, sans coefficients significatifs, ce qui valide l'hypothèse 5.

Tableau 3: Résultats du test de l'effet lisse de la variable d'assignation sur les covariables.

Variable	Coefficient	Erreur-type	Z	P-value	Intervalle de confiance
Âge	0.00622	0.00724	0.8589	0.390	[-0.007969–0.020401]
Sexe	-0.0003	0.00039	-0.7898	0.430	[-0.001062–0.000452]
Nombre de jours déclarés au cours des 36 derniers mois	-0.02844	0.04564	-0.6231	0.533	[-0.117902–0.061018]

Remarque : Nous reportons uniquement les estimations du premier ordre et non l'effet total, c'est-à-dire que nous n'avons pas divisé les estimations par $-0,7$. Les trois covariables utilisées comme variables de résultat sont les mêmes que celles incluses comme covariables dans les estimations du tableau 5 : l'âge, le sexe et le nombre de jours déclarés au cours des 36 derniers mois. Les coefficients reportés sont des estimations robustes corrigées du biais ou des intervalles de confiance robustes. Les estimations reposent sur des modèles polynomiaux quadratiques locaux, et les résultats issus de modèles linéaires locaux sont également non significatifs.

Enfin, le test de Landais (2015), utilisant le salaire de réemploi comme variable d'assignation placebo et estimant un modèle polynomial quadratique local, montre un effet non significatif avec une p-value de 0,298 tel que présenté dans le tableau (4) ci-dessous. Cela reflète l'absence de dépendance fonctionnelle entre la variable d'assignation (salaire antérieur) et la variable de résultat.

Tableau 4: Résultats du test placebo utilisant le salaire de réemploi comme variable d'assignation.

Variable	Coefficient	Erreur-type	Z	P-value	Intervalle de confiance
Salaire de réemploi	-0.03379	0.03243	-1.0417	0.298	[0-.097356–0.029782]

Remarque : Nous reportons uniquement l'estimation du premier ordre et non l'effet total, c'est-à-dire que le coefficient robuste corrigé du biais et son intervalle de confiance robuste ne sont pas

divisés par $-0,7$. Dans cette estimation, la variable dépendante est la durée du chômage en jours, tandis que la variable indépendante est le salaire mensuel postérieur au chômage, utilisé comme variable placebo pour tester l'existence d'une dépendance fonctionnelle entre la variable de résultat (durée du chômage) et la variable d'assignation (salaire mensuel avant chômage). Les estimations sont conduites à l'aide de modèles polynomiaux quadratiques locaux. Les résultats issus de modèles linéaires locaux sont également non significatifs.

4. Résultats et discussion

Pris ensemble, les arguments présentés dans la section précédente suggèrent qu'une stratégie d'estimation fondée sur l'approche RKD est pertinente pour identifier l'effet causal du niveau des allocations de chômage au Maroc sur le délai de retour à l'emploi de ses bénéficiaires.

Ce dispositif permet d'estimer l'effet moyen pondéré du traitement (*Weighted Average Treatment Effect, WATE*), qui capture l'effet causal du traitement en intégrant des pondérations fondées sur la proximité des observations par rapport au seuil de « kink ». Les estimations, produites avec et sans covariables, sont présentées à l'aide de la procédure standard ainsi que d'une procédure robuste intégrant une correction du biais. De plus, l'analyse est étendue afin d'identifier d'éventuels effets hétérogènes selon le genre, en plus de l'estimation de l'effet moyen du traitement

Le tableau (5) ci-dessous présente les résultats de l'ensemble de ces estimations, ainsi que les élasticités correspondantes, mesurées comme dans Landais (2015) telles que :

$$\varepsilon_{D/B} = \frac{dY}{db} * \frac{b_{max}}{\bar{Y}} \quad (5)$$

Où b_{max} est le montant de l'allocation au point du « kink », et \bar{Y} la durée moyenne du chômage au même point.

Nos résultats révèlent — conformément aux prédictions théoriques dominantes et aux preuves empiriques disponibles (e.g, Card et Levine 2000 ; Lalive et al. 2006 ; Card, Chetty, et Weber 2007 ; Lalive 2008 ; Schmieder, Von Wachter, et Bender 2016 ; Linden, O'Donoghue, et Sologon 2021) — un effet négatif du niveau des allocations de chômage sur la durée du chômage parmi les bénéficiaires. Plus précisément, chaque augmentation de 100 MAD de l'allocation prolonge cette durée de 7 à 12 jours en moyenne. Exprimés en élasticités, les résultats indiquent qu'une hausse de 1% du montant de l'allocation accroît la durée du chômage de 0,96% à 1,41%. Néanmoins, les

effets estimés ne sont pas statistiquement significatifs, ce qui appelle manifestement à une interprétation prudente.

Cette non-significativité générale pourrait indiquer un effet latent non détecté par les tests en raison d'une puissance statistique limitée et de la petite taille de l'échantillon. Bien que nos données couvrent l'ensemble des salariés du secteur formel ayant effectivement perçu des allocations de chômage en 2020 et 2021, la taille réduite de l'échantillon résulte de plusieurs facteurs :

1. La mise en vigueur récente du programme au Maroc (2015), encore peu connue auprès du grand public ;
2. Le caractère non automatique de l'accès aux allocations, qui suppose une démarche active de la part des personnes éligibles ; et
3. Des critères d'éligibilité restrictifs, conduisant à un taux de rejet dépassant 53% en moyenne entre 2015 et 2019 (Conseil Economique, Social et Environnemental [CESE], 2021).

Cela étant, dans la perspective de la généralisation prévue des allocations de chômage en 2025 — dans le cadre plus large de la politique marocaine de protection sociale initiée en 2022 —, les paramètres du programme et les conditions d'éligibilité devraient être révisés. De tels ajustements élargiraient probablement l'accès au dispositif, faisant de ces allocations un pilier central de la politique du marché du travail au Maroc.

Tableau 5: Résultats de l'estimation de l'effet total avec élasticité⁸

		Coef	Ecart-Type	Z	P-value	Intervalle de confiance
Conventionnelle	Sans covariables	0.0676	0.0717	0.9429	0.346	[-0.07298-0.208302]
Tous						
	Avec 3 covariables	0.1018	0.0770	1.3224	0.186	[0.049103-0.252793]

⁸ L'estimation porte sur l'effet total des allocations chômage en dirhams (MAD) (variable indépendante) sur la durée du chômage en jours (variable dépendante), et non sur les estimations de première ordre. Nous avons recouru à une estimation robuste pour le calcul de l'élasticité, plutôt qu'à une estimation conventionnelle sans correction du biais. Les trois covariables incluses dans l'estimation avec covariables sont : l'âge, le genre et le nombre de jours déclarés au cours des 36 derniers mois. Un modèle polynomial local est utilisé dans l'estimation, avec une fenêtre d'estimation sélectionnée selon la méthode de Calonico, Cattaneo et Titiunik (2014b), qui minimise l'erreur quadratique moyenne (EQM) avec régularisation, tel qu'explicité dans le texte. L'effet total a été calculé à l'aide de l'option *deriv* du package *rdrobust* sous Stata 16.

	Sans covariables	-0.0233	.1659	-0.1406	0.888	[-0.348662-0.301978]
Femmes						
	Avec 3 covariables	-.0261	.1654	-0.1579	0.875	[-0.35031-0.298078]
	Sans covariables	.0582	.0732	0.7954	0.426	[-0.085267-0.201733]
Hommes						
	Avec 3 covariables	.0387	.0715	0.5421	0.588	[-0.101438-0.178999]
Robuste	Sans covariables	0.0825	.0985	0.8370	0.403	[-0.11071-0.275737]
Tous						
	Avec 3 covariables	0.1223	0.1017	1.2021	0.229	[-0.077141-0.321871]
	Sans covariables	-.056	.2241	-0.2505	0.802	[-0.495422-0.38312]
Femmes						
	Avec 3 covariables	-.0612	.2235	-0.2740	0.784	[0.499298-0.376832]
	Sans covariables	0.0359	.0998	0.3602	0.719	[-0.159716-0.231642]
Hommes						
	Avec 3 covariables	.0259	.0990	0.2620	0.793	[-0.168125-0.220009]
Elasticité	Sans covariables	0.9651	1.1532	0.83690	0.403	[-1.29518-3.22548]
Tous						
	Avec 3 covariables	1.4118	1.1745	1.2020	0.229	[-0.94407-3.71387]
	Sans covariables	-0.6159	2.4517	-0.2505	0.802	[-5.42126-4.18944]
Femmes						
	Avec 3 covariables	-0.6716	2.4517	-0.2740	0.784	[-5.47699-4.13371]
		0.4181	1.1610	0.83690	0.403	[-1.85752-2.69390]

Hommes	Sans covariables					
	Avec 3 covariables	0.3026	1.1551	0.2620	0.793	[-1.96141–2.56661]

Source : Calcul des auteurs sous Stata16

Afin de confirmer la robustesse des résultats, les tests de sensibilité portant sur le choix de la fenêtre d'estimation (*bandwidth*) sont effectués et présentés dans le tableau (6) suivant :

Tableau 6 : Résultats de l'estimation de l'élasticité avec différentes largeurs de bande

Bandwidth		Coefficient	Erreur-type	Z	P-value	Intervalle de Confiance
MESTWO	Sans covariables	1.2109	1.0378	1.1668	0.243	[-0.8231–3.24498]
	Avec 3 covariables	1.1936	1.0330	1.1554	0.248	[-0.83108–3.21828]
MSESUM	Sans covariables	1.1798	1.1719	1.0067	0.314	[-1.1171–3.47672]
	Avec 3 covariables	1.2054	1.1719	1.0286	0.304	[-1.0915 –3.50232]
MSECOMB1	Sans covariables	1.3379	1.1807	1.1331	0.257	[-0.9762–3.65207]
	Avec 3 covariables	1.3297	1.1828	1.1243	0.261	[-0.9885–3.64798]
MSECOMB2	Sans covariables	1.0259	1.1393	0.9004	0.368	[-1.2071–3.25892]
	Avec 3 covariables	1.4093	1.1759	1.1985	0.231	[-0.8954–3.71406]

Remarque : L'estimation porte exclusivement sur l'élasticité, en recourant à une estimation robuste de l'effet total. Un modèle polynomial local est utilisé dans l'estimation, avec une fenêtre d'estimation sélectionnée selon la méthode de Calonico, Cattaneo et Titiunik (2014b), qui minimise l'erreur quadratique moyenne (EQM). L'effet total a été calculé à l'aide de l'option *deriv* du package *rdrobust* sous Stata16. Les fenêtres d'estimation ont été sélectionnées selon cinq

procédures distinctes : (i) « *msetwo* » spécifie des fenêtres qui minimisent la même erreur quadratique moyenne, mais autorise des fenêtres différentes de part et d'autre du seuil ; (ii) « *mseum* » spécifie une fenêtre commune qui minimise l'EQM de la somme des coefficients de régression, plutôt que de leur différence ; (iii) « *msecomb1* » retient le minimum entre « *mserd* » et « *mseum* » ; (iv) « *msecomb2* » retient la médiane de « *msetwo* », « *mserd* » et « *mseum* ». Les trois covariables utilisées dans l'estimation avec covariables sont : l'âge, le genre et le nombre de jours déclarés au cours des 36 derniers mois.

Dans ce contexte, les résultats de cet article pourraient fournir des enseignements utiles.

Ces résultats suggèrent que l'augmentation des allocations de chômage a pu créer un effet désincitatif se manifestant par une diminution de l'effort de recherche d'emploi des bénéficiaires par rapport au scénario contrefactuel (c'est-à-dire en l'absence d'augmentation de l'allocation).

En outre, cet effet désincitatif ne semble pas avoir été atténué par la durée de perception des allocations, qui atteignait déjà une moyenne d'environ 170 jours — soit, pour l'ensemble de l'échantillon des bénéficiaires, un niveau proche du maximum légal de 180 jours (c'est-à-dire 6 mois, comme indiqué à la section 2 ci-dessus). Ce résultat semble peu cohérent avec la littérature existante, selon laquelle les effets désincitatifs tendent à s'atténuer à mesure que la durée d'indemnisation se rapproche de son plafond légal (Gerfin et Lechner, 2002). Cela implique que l'augmentation des allocations a pu accroître les salaires de réserve des bénéficiaires, réduisant par conséquent la demande de travail pour ces travailleurs et retardant ainsi leur retour à l'emploi (Ehrenberg et Oaxaca, 1976). Compte tenu du faible niveau des salaires observés dans la base de données, ainsi que du taux de couverture des allocations défini comme le rapport entre le montant des allocations et le salaire initial, qui s'établit en moyenne à 65%, il apparaît que 44% des salariés perçoivent un salaire inférieur au SMIG. En outre, 83% des salariés reçoivent un salaire inférieur au seuil d'allocation, ce qui signifie que, pour ces salariés, le montant de l'allocation représente 70% de leur salaire initial.

Les effets hétérogènes issus des estimations de l'effet du traitement selon le sexe apportent un solide appui à cette hypothèse.

En effet, dans la mesure où la littérature existante a fourni des preuves empiriques robustes d'une discrimination salariale fondée sur le genre sur les marchés du travail, nos résultats peuvent refléter le fait que l'augmentation des allocations ne semble pas inciter les femmes à relever leur salaire de réserve – notamment au regard du taux d'activité féminin inférieur à 20% au Maroc, soit l'un

des plus faibles au monde – ce qui aurait probablement retardé leur retour à l’emploi. Toutefois, la durée du chômage des femmes semble être affectée négativement par le niveau des allocations – résultat qui contraste fortement avec ceux observés pour les hommes, tant par le signe que par l’ampleur des effets estimés. Cela concorde avec les travaux empiriques selon lesquelles les femmes bénéficient davantage des effets positifs des politiques publiques du marché du travail (Bergemann et Van den Berg, 2008).

Conclusion

Dans cette étude, nous avons tenté d'estimer l'élasticité de la durée du chômage par rapport au montant des allocations en utilisant la régression de « kink » comme méthode d'estimation afin d'identifier un effet causal bien défini. Le recours à cette méthode permet de traiter le problème d'endogénéité qui apparaît souvent lorsque le régresseur est une fonction déterministe d'une variable d'assignation endogène.

Les allocations de chômage constituent un exemple typique du point « kink » en théorie économique, lorsqu'un plafond modifie la relation entre le montant des allocations et les revenus antérieurs, souvent exprimée à travers le taux de remplacement. Les allocations de chômage servent ici de variable de traitement continue, tandis que les revenus antérieurs jouent le rôle de variable d'assignation.

Nos résultats confirment un effet positif des allocations de chômage sur la durée du chômage, bien qu'il ne soit pas statistiquement significatif. Chaque augmentation de 100 MAD allonge le chômage de 7 à 12 jours, avec une élasticité estimée comprise entre 0,96% et 1,41%. Cette absence de significativité pourrait s'expliquer par une puissance statistique limitée et par la petite taille de l'échantillon, elle-même liée à l'introduction récente du programme (2015), à son accès non automatique et à des critères d'éligibilité restrictifs.

Dans la perspective de l'extension des allocations de chômage en 2025, une révision des paramètres d'éligibilité pourrait renforcer leur efficacité en tant qu'outil de politique du marché du travail. Nos résultats suggèrent un effet décourageant des allocations sur la recherche d'emploi, sans atténuation liée à la durée de perception. Cet allongement pourrait s'expliquer par une hausse des salaires de réserve, retardant ainsi le retour à l'emploi. L'effet du traitement varie selon le sexe : à la différence des hommes, la durée du chômage des femmes semble diminuer lorsque les allocations sont plus élevées, ce qui confirme leur plus grande réactivité aux politiques publiques du marché du travail.

BIBLIOGRAPHIE

- Acemoglu, D., & Shimer, R. (1999). Efficient unemployment insurance. *The Journal of Political Economy*, 107(5), 893–928. <https://doi.org/10.1086/250084>
- Acemoglu, D., & Shimer, R. (2000). Productivity gains from unemployment insurance. *European Economic Review*, 44(7), 1195–1224. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00035-0](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00035-0)
- Acemoglu, D. (2001). Good jobs versus bad jobs. *Journal of Labor Economics* 19(1), 1–21. <https://doi.org/10.1086/209978>
- Baily, M.N. (1978). Some aspects of optimal unemployment insurance. *Journal of Public Economics*, 10(3), 379–402. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(78\)90053-1](https://doi.org/10.1016/0047-2727(78)90053-1)
- Bergemann, A., & Van Den Berg, G.J. (2008). Active Labor Market Policy Effects for Women in Europe — a Survey. *Annales d'Économie et de Statistique*, 7, 385-408. <https://doi.org/10.2307/27917252>
- Bloemen, H., & Stancanelli, E. (2005). Financial Wealth, Consumption Smoothing and Income Shocks Arising from Job Loss. *Economica*, 72, 431–52. <https://doi.org/10.1111/j.0013-0427.2005.00424.x>
- Britto, D. (2016). Unemployment Insurance and the Duration of Employment: Theory and Evidence from a Regression Kink Design. Working Paper, No 48, *Università Cattolica del Sacro Cuore, Dipartimento di Economica e Finanza (DISCE), Milano*. <https://doi.org/10.6092/unibo/amsacta/4656>
- Browning, M., & Crossley, T. (2001). Unemployment Insurance Levels and Consumption Changes. *Journal of Public Economic*, 80 (April), 1–23. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(00\)00084-0](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(00)00084-0)
- Calonico, S., & Cattaneo, M.D., Titiunik, R., Farrell, M.H. (2017). rdrobust: Software for Regression Discontinuity Designs. *Stata Journal*, 17 (2), 372–404. <https://doi.org/10.1177/1536867X1701700208>

- Calonico, S., & Cattaneo, M.D., Titiunik, R. (2014b). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. *Econometrica*, 82 (6), 2295–2326. <https://doi.org/10.3982/ECTA11757>
- Card, D., Chetty, R., & Weber, A. (2007). The Spike at Benefit Exhaustion: Leaving the Unemployment System or Starting a New Job? *American Economic Review*, 97 (2), 113–118. <https://doi.org/10.1257/aer.97.2.113>
- Card, D., Johnston, A., Leung, P., Mas, A., & Pei, Z. (2015). The Effect of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment Insurance Receipt: New Evidence from a Regression Kink Design in Missouri, 2003-2013. *American Economic Review*, 105 (5), 126–30. <https://doi.org/10.1257/aer.p20151061>
- Card, D., Lee, D., Pei, Z., & Weber, A. (2012). Nonlinear Policy Rules and the Identification and Estimation of Causal Effects in a Generalized Regression Kink Design. *NBER Working Paper 18564*. <https://doi.org/10.3386/w18564>
- Card, D., Lee, D., & Pei, Z. (2009). Quasi-Experimental Identification and Estimation in the Regression Kink Design. *Working Paper 1206, Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Section*.
- Card, D., Lee, D.S, Pei, Z.; & Weber, A. (2015). Inference on Causal Effects in a Generalized Regression Kink Design. *Econometrica*, 83(6), 2453-2483. <https://doi.org/10.3982/ECTA11224>
- Card, D., & Levine, P.B. (2000). Extended Benefits and the Duration of UI Spells: Evidence from the New Jersey Extended Benefit Program. *Journal of Public Economics*, 78 (1), 107–138. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(99\)00113-9](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(99)00113-9)
- Carling K., Holmlund, B., & Vejsiu A. (2001). Do Benefits Cuts Boost Job Findings? Swedish Evidence from the 1990s. *The Economic Journal*, 111(474), 766-790. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00659>
- Cattaneo MD, Idrobo N, & Titiunik R. (2024). A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Extensions. *Cambridge University Press*. <https://doi.org/10.1017/9781009441896>

- Cattaneo, M.D., Jansson, M., & Ma, M.: Manipulation Testing Based on Density Discontinuity. *The Stata Journal* 18 (1), 234–261 (2018). <https://doi.org/10.1177/1536867X1801800115>.
- Chatri, A., & Tahir, N. (2024). Temporary wage subsidies and post-COVID re-employment in Morocco: a regression discontinuity approach. *International Review of Applied Economics*, 38(5), 1-19. <https://doi.org/10.1080/02692171.2024.2345617>
- Chetty, R. (2006). A general formula for the optimal level of social insurance. *Journal of Public Economics*, 90, 1879–1901. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2006.01.004>.
- Chetty, R. (2008). Moral hazard versus liquidity and optimal unemployment insurance.” *Journal of Political Economy*, 116(2), 173–234. <https://doi.org/10.1086/588585>
- Duguet, E., Frémigacci, F., & L’Horty, Y. (2008). Indemnisation du chômage et retour à l’emploi : un examen économétrique. Documents de recherche 08-07, Centre d’Études des Politiques Économiques (EPEE), Université d’Evry Val d’Essonne.
- Ehrenberg, R.G., & Oaxaca, R.L.: Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain. *The American Economic Review*, 66 (5), 754–766 (1976).
- Fremigacci, F. (2001). Evaluer l’impact de l’assurance chômage sur les trajectoires individuelles : de la théorie à la pratique. *Revue Française D’économie* 2011/1(Volume XXVI), 49-95 <https://doi.org/10.3917/rfe.111.0049>
- Gelman, A., & Imbens, G. W. (2019). Why High-order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37, 447–456 <https://doi.org/10.1080/07350015.2017.1366909>.
- Gerfin, M., & Lechner, M. (2002). A Microeconomic Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland. *The Economic Journal* 112 (482), 854–893 <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00072>
- Gronau, R. (1971). Information and frictional unemployment. *American Economic Review* 61, 290- 301.
- Gruber, J. (1997). The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance. *American Economic Review* 87, 192–205.

- Gruber, J. (1998). Unemployment insurance, consumption smoothing, and private insurance: Evidence from the PSID and CEX. In L. J. Bassi & S. A. Woodbury (Eds.), *Research in employment policy* (Vol. 1, pp. 3–31). Stamford, CT : JAI Press.
- Holmlund, B. (2015). Theoretical aspects of unemployment insurance. *Department of Economics, Uppsala University*.
- Holmlund, B. (1998). Unemployment Insurance in Theory and Practice. *Scandinavian Journal of Economics* 90, 161-172. <https://doi.org/10.1111/14679442.00093>
- Jenkins, S. P., & García-Serrano, C. (2000). Re-employment probabilities for Spanish men: what role does the unemployment benefit system play? Discussion Papers of DIW Berlin 216, DIW Berlin, *German Institute for Economic Research*.
- Karni, E.: Optimal unemployment insurance: A survey. *Southern Economic Journal* 66(2), 442–465 (1999). <https://doi.org/10.1002/j.23258012.1999.tb00259.x>
- Katz, L.F., & Meyer, B.D.: The Impact of Potential Benefit Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment. *Journal of Public Economics* vol.41, 45-72 (1990). [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(92\)90056-L](https://doi.org/10.1016/0047-2727(92)90056-L)
- Krueger, A. B., & Meyer, B. D. (2002). Labor supply effects of social insurance. In A. J. Auerbach & M. Feldstein (Eds.), *Handbook of public economics* (Vol. 3, pp. 2327– 2392). Amsterdam : Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S15734420\(02\)80012-X](https://doi.org/10.1016/S15734420(02)80012-X)
- Kyyrä, T., & Pesola, H. (2020). The effects of UI benefits on unemployment and subsequent outcomes: Evidence from a kinked benefit rule. *Oxford bulletin of economics and statistics* vol 82(5), 1135-1160. <https://doi.org/10.1111/obes.12367>
- Lalive, R., Van Ours, J.C., & Zweimüller, J. (2006). How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment. *Review of economic study* 73(4), 1009-1038. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2006.00406.x>
- Lalive, R. (2008). How Do Extended Benefits Affect Unemployment Duration? A Regression Discontinuity Approach. *Journal of Econometrics* 142 (2), 785–806. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.013>
- Lancaster, T. (1979). *Econometric Methods for the Duration of Unemployment*.

- *Econometrica* vol.47, no 4, 939-956. <https://doi.org/10.2307/1914140>
- Landais, C. (2015). Assessing the welfare effects of unemployment benefits using the regression kink design. *American Economic Journal: Economic Policy* 7 (4), 243-278. <https://doi.org/10.1257/pol.20130248>
- Le Conseil Economique, Social et Environnemental. : Indemnité pour perte d’emploi : quelles alternatives à la lumière de la loi-cadre sur la protection sociale ? (2021).
- Lee, D.S, & Lemieux, T. (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature* 48(2), 281–355. <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.281>
- Linden, J., O’Donoghue. C., & Sologon, D.M. (2021). The Structure and Incentives of a COVID related Emergency Wage Subsidy. arXiv preprint arXiv:2108.04198. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2108.04198>
- Marimon, R., & Zilibotti, F. (1999). Unemployment vs mismatch of talents: Reconsidering unemployment benefits.” *The Economic Journal* 109(455), 266-291. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00432>
- McCall, J. J. (1970). Economics of Information and Job Search.” *Quarterly Journal of Economic* 84, 113-26. <https://doi.org/10.2307/1879403>
- Ministère d’économie et de finance: Projet de Loi de Finances pour l’année budgétaire. (2022)
- Moffitt, R. (1985). Unemployment insurance and the distribution of unemployment spells. *Journal of econometrics* 28(1), 85-101. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(85\)90068-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90068-5)
- Mortensen, D. T. (1986). Job search and labor market analysis. In O. Ashenfelter & R. Layard (Eds.), *Handbook of labor economics* (Vol. 2, pp. 849–919). Amsterdam : Elsevier Science Publishers. [https://doi.org/10.1016/S15734463\(86\)02005-9](https://doi.org/10.1016/S15734463(86)02005-9)
- Mortensen, D.T. (1977). Unemployment Insurance and Job Search Decisions. *Industrial and Labor Relations Review* vol.4, n°30, 505-517. <https://doi.org/10.1177/001979397703000410>
- Narendranathan W., Nickell S., & Stern J. (1985). Unemployment benefits revisited”,

-
- *The Economic Journal* vol.95, 307-329. <https://doi.org/10.2307/2233212>
 - Nickell S.: Estimating the Probability of Leaving Unemployment. *Econometrica*, vol.47, 1249-1266 (1979). <https://doi.org/10.2307/1911408>
 - Roed K., & Zhang T. (2003). Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration?" *Economic Journal* vol.113, n°484, 190-206. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00086>
 - Schmieder, J.F., Von Wachter, T., & Bender, S. (2016) .The Effect of Unemployment Benefits and Nonemployment Durations on Wages. *American Economic Review* 106 (3), 739–777. <https://doi.org/10.1257/aer.20141566>
 - Schmieder, J.F., & Von Wachter, T. (2016). The Effects of Unemployment Insurance Benefits: New Evidence and Interpretation. *Annual Review of Economics* vol 8, 547-581. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115758>
 - Shimer, R., & Werning, I. (2008). Liquidity and insurance for the unemployment. *American Economic Review* 98(5), 1922-1942. <https://doi.org/10.1257/aer.98.5.1922>
 - Stigler, G. J.: Information in the labor market. *Journal of Political Economy* 70, 94-104 (1962).
 - Stigler, G. J.: The economics of information. *Journal of Political Economy* 69, 213-225 (1961).
 - Tatsiramos K. (2009). Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability. *Journal of the European Economic Association* 7(6), 1225-1260. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.6.1225>
 - Tatsiramos, K., & van Ours, J.C. (2014). Labor Market Effects of Unemployment Insurance Design. *Journal of Economic surveys* 28(2), 284-311. <https://doi.org/10.1111/joes.12005>