

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA RELATION ENTRE L'ASSURANCE-CHÔMAGE ET LE CHÔMAGE :
HÉTÉROGÉNÉITÉ ET VARIATION DANS LE TEMPS

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
CHRIST KÉVIN BAZIÉ

AOÛT 2022

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.04-2020). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Au terme de ce travail de plusieurs mois, j'éprouve le sentiment d'avoir profité bien au-delà de mes attentes initiales, d'une expérience riche d'enseignement tant sur le plan académique que sociale. Je tiens à témoigner ma sincère reconnaissance à toutes celles et tous ceux qui y ont contribué.

Mes remerciements s'adressent en premier lieu à mon directeur de mémoire Professeur Nicholas Peter Lawson qui, en plus de sa grande disponibilité à me lire m'a aussi permis d'approfondir ma compréhension de certaines notions économétriques qui étaient longtemps restées abstraites pour moi. Je lui dois aussi mon initiation et ma progression dans l'utilisation d'Overleaf et Latex qui ont facilité mon présent travail de recherche.

Je suis également très reconnaissant au Groupe de recherche sur le capital humain (GRCH) de l'ESG UQÀM qui en plus du considérable soutien financier qu'il m'a apporté a aussi été pour moi un excellent cadre d'apprentissage et de perfectionnement grâce à la merveilleuse communication entre professeurs et étudiants, à l'esprit d'entraide et de partage de solutions. Une véritable famille dont je salue la première responsable en la personne de Professeure Marie Connolly.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES TABLEAUX	viii
RÉSUMÉ	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE	4
1.1 Effet de l'assurance chômage sur la durée du chômage : micro-élasticité et macro-élasticité	4
1.1.1 Analyses sur la micro-élasticité	5
1.1.2 Analyses sur la macro-élasticité	8
1.2 Effet de l'assurance chômage sur la durée du chômage : analyses d'hétéro- généité	9
CHAPITRE II	
PRÉSENTATION DES DONNÉES	12
2.1 CPS, ASEC, IPUMS : description et justification de son choix	12
2.1.1 La base CPS	12
2.1.2 Description de l'ASEC, de l'IPUMS et de la base de données finale	13
2.2 Department of Labor : notre deuxième base de données	15
2.3 Sommaire des variables retenues	16
2.4 Tendances de quelques variables clés	19
2.4.1 Évolution du chômage par année, région et État	20
2.4.2 Évolution des prestations d'assurance-chômage par année, région et État	22
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE	27

3.1	Modèle à effets fixes adapté	28
3.2	Description des variables	31
CHAPITRE IV		
	RÉSULTATS	35
4.1	Présentation des résultats de l'effet global des prestations-chômage	35
4.1.1	Les variables quantitatives	36
4.1.2	Les variables qualitatives	39
4.2	Analyse d'hétérogénéité dans les effets des prestations-chômage	42
4.2.1	Hétérogénéité suivant les caractéristiques individuelles	42
4.2.2	Hétérogénéité géographique	46
4.2.3	Panorama des réponses à l'assurance-chômage suivant les États	47
4.2.4	Évolution temporelle des effets de l'assurance-chômage	48
CHAPITRE V		
	ROBUSTESSE	53
5.1	Robustesse des résultats de l'effet global des prestations-chômage	54
5.2	Robustesse des résultats d'hétérogénéité	56
5.2.1	Robustesse des coefficients sur les caractéristiques individuelles	57
5.2.2	Robustesse des coefficients sur les régions	59
5.2.3	Robustesse des résultats dans la dimension temporelle	61
CHAPITRE VI		
	SYNTHÈSE ET IMPLICATION DES PRINCIPAUX RÉSULTATS	64
6.1	Synthèse des résultats	64
6.2	Explication des résultats	66
6.3	Implications de politiques socio-économique	70
CHAPITRE VII		
	CONCLUSION	74
ANNEXE A		
	ÉVOLUTION DU REVENU SALARIAL ET DU REVENU TOTAL	77

ANNEXE B	
LISTE DES TABLEAUX DES RÉGRESSIONS OLS	84
ANNEXE C	
LISTE DES TABLEAUX DES RÉGRESSIONS IV	92
BIBLIOGRAPHIE	97

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Évolution du chômage par année	20
2.2 Évolution du chômage par région	21
2.3 Évolution du chômage par État	22
2.4 Évolution du niveau des prestations d'AC par année	23
2.5 Évolution du niveau des prestations d'AC par région	24
2.6 Évolution du niveau des prestations d'AC par État	26
4.1 Répartition des niveaux de réaction à l'assurance-chômage	48
4.2 Évolution temporelle des effets, par année	52
5.1 Évolution temporelle des effets, par année, instruments	63
A.1 Évolution du revenu salarial annuel moyen	78
A.2 Évolution du revenu salarial annuel moyen par région	79
A.3 Évolution du revenu salarial annuel moyen par État	80
A.4 Évolution du revenu total annuel moyen	81
A.5 Évolution du revenu total annuel moyen par région	82
A.6 Évolution du revenu total annuel moyen par État	83
B.1 Hétérogénéité Sexe, OLS	85
B.2 Hétérogénéité Races isolées vs race blanche, OLS	85
B.3 Hétérogénéité Races groupées vs race blanche, OLS	86
B.4 Hétérogénéité Âge, groupe de 5, OLS	86

B.5	Hétérogénéité Âge, groupe de 10, OLS	87
B.6	Hétérogénéité hispanic, OLS	87
B.7	Hétérogénéité Niveau d'études, OLS	88
B.8	Hétérogénéité Régions, OLS	89
B.9	Hétérogénéité Quinquennats, OLS	90
B.10	Hétérogénéité Décennies, OLS	91
C.1	Coefficients des variables qualitatives, IV	93
C.2	Hétérogénéité Genre, IV	94
C.3	Hétérogénéité Races, IV	95
C.4	Hétérogénéité Quinquennat, IV	96

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Statistiques descriptives	18
4.1 Résultats des modèles simples, variables quantitatives	36
4.2 Résultats des modèles simples, variables qualitatives	40
4.3 Résultats des modèles d'interaction, caractéristiques individuelles	44
4.4 Réponses à l'assurance-chômage selon les régions	46
4.5 Évolution temporelle des effets, par décennie	50
5.1 Modèles simples avec variable instrumentale, variables quantitatives	55
5.2 Effets selon les caractéristiques individuelles, IV regressions	59
5.3 Réponses à l'assurance-chômage selon les régions, IV regressions	60
5.4 Évolution décennale des effets, IV regressions	62

RÉSUMÉ

Récemment, d'énormes dépenses publiques ont été consacrées au financement de l'assurance chômage (AC), relançant ainsi le sempiternel débat sur les coûts et les avantages sociaux de tels programmes qui peuvent soit désinciter au travail ou redynamiser le marché du travail par une meilleure allocation de ses ressources. Nous avons cherché à analyser l'hétérogénéité dans les réponses aux allocations-chômage en termes de durée de chômage et leur évolution temporelle dans le contexte américain. Nous utilisons des modèles à effets fixes sur des données du *Current Population Survey* et effectuons des interactions entre les prestations-chômage et différents groupes d'individus repartis en plusieurs classes d'âge, de genre, de niveau d'études, de race, d'origine géographique, de période. Nous découvrons une plus grande sensibilité des femmes et des plus instruits à la générosité des allocations. Nous avons surtout découvert une réalité jusque là très peu documentée qui est que malgré la générosité croissante de l'assurance-chômage, les réponses des individus à celle-ci diminuent progressivement au fil des années et drastiquement à partir de la fin de la décennie 1980. Il apparaît alors que l'effet désincitatif sur le travail soit devenu très négligeable. De futures recherches pourraient étudier les déterminants de cette diminution temporelle des effets des allocations. Un intérêt majeur pourrait être accordé aux motivations non monétaires de la reprise de travail ou à la recherche d'éventuels changements structurels du marché du travail.

Mots clés : *Assurance-chômage, chômage, durée de chômage, réponses à l'assurance-chômage.*

INTRODUCTION

Le chômage a depuis longtemps été au coeur des enjeux socio-politiques. La profonde crise économique mondiale actuelle a occasionné d'énormes bouleversements des économies avec notamment une explosion des dépenses publiques. Une part importante de ces dépenses a été consacrée aux prestations d'assurance-chômage (AC), comme le témoignent les 100,7 milliards de dollars injectés au cours de l'année 2020 par le Canada dans le seul Ministère de l'Emploi et du Développement social, soit 63,14% des dépenses au titre de la COVID-19 ([Gouvernement, 2021](#)). L'injection de telles sommes n'a donc pas manqué de relancer le débat sur les coûts et les avantages sociaux de l'assurance chômage (AC), surtout pendant les périodes de récession. De nombreuses théories ont été développées sur la question, dont certaines se sont intéressées à un éventuel aléa moral qui créerait des distorsions qui aboutissent à une réduction de l'offre de travail. Certaines théories sont plutôt optimistes en stipulant que de tels programmes de chômage réduiraient le stress de la recherche d'emploi et conduiraient finalement à une meilleure allocation des ressources, ce qui bénéficie plus tard à l'économie. C'est ainsi que de nombreux chercheurs comme [Meyer \(1988\)](#), [Lalive *et al.* \(2006\)](#) et [Chetty \(2008\)](#) ont analysé les effets globaux de l'AC sur la recherche d'emploi et les durées de chômage. Certains autres travaux, à l'instar de [Rothstein \(2011\)](#), ont analysé les mêmes questions mais en se focalisant uniquement sur les périodes de récession.

Malgré une riche littérature sur l'assurance-chômage, force est de constater que très peu de travaux empiriques vont au-delà d'une simple analyse transversale statique, laissant alors en suspend certaines questions. La principale interrogation qui nourrit notre réflexion est donc de savoir, quelle est la relation entre l'assurance-chômage et la durée du

chômage ? Plus spécifiquement on se demande : une assurance-chômage plus généreuse entraîne-t-elle une baisse ou une augmentation du temps passé au chômage ? Existe-il d'importantes hétérogénéités dans la nature de cette relation ? La notion d'hétérogénéité est le thème central de notre travail et elle sera analysée sous trois principaux aspects, à savoir celui de la géographie (selon les États américains), celui du temps et celui des caractéristiques individuelles. Ainsi, notre réflexion consistera à déterminer si l'effet de l'assurance-chômage sur le taux de chômage diffère d'un État (groupe de population) à l'autre, ou s'il varie dans le temps (au fil des années), ou encore si cet effet dépend également des caractéristiques des ménages.

Pour l'atteinte de nos principaux objectifs nous avons choisi pour espace d'études les États-Unis qui représentent un cas pertinent au regard de notre contexte. En effet, la riche diversité de la population de ce pays combinée au fait que les politiques de prestation d'assurance-chômage sont décidées indépendamment dans chaque État, en font une cible idéale pour une analyse d'hétérogénéité. Nous tirons nos données de deux bases officielles américaines que sont la *Current Population Survey* et une base de données du *Department of Labor*, qui nous fournissent respectivement les informations sur la population et les prestations d'assurance-chômage. Nous utilisons des modèles à effets fixes et effectuons des interactions entre les prestations-chômage et différents groupes d'individus repartis en plusieurs classes d'âge, de genre, de niveau d'études, de race, d'origine géographique, de période. Nos résultats suggèrent une plus forte réponse des femmes et des individus plus instruits aux prestations-chômage de plus en plus généreuses. Notre principal résultat de recherche est que malgré la générosité croissante de l'assurance-chômage, les réponses des individus à celle-ci diminuent au fil du temps et de manière plus prononcée à partir de la fin de la décennie 1980. Nous concluons en relativisant les effets désincitatifs sur le travail des programmes sociaux et soulevons la nécessité de faire des recherches plus avancées sur l'évolution du marché du travail qui semble avoir subi d'importants changements structurels.

Ce mémoire est structuré ainsi qu'il suit. D'abord, un premier chapitre fait un état des connaissances sur le sujet que nous abordons, il s'agit de la revue de littérature. Un second chapitre est consacré à la présentation des données qui nous servent à analyser notre question de recherche. Par ailleurs nous présentons la méthodologie d'analyse dans un troisième chapitre pour ensuite exposer et interpréter les résultats de nos estimations dans un quatrième chapitre. Dans un cinquième chapitre nous testons la robustesse de nos résultats dont nous faisons une synthèse et une discussion dans un sixième et dernier chapitre. Enfin nous terminerons par une conclusion.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

L'assurance-chômage est de loin le thème le plus étudié dans la littérature économique en matière de programmes de soutien à l'emploi. Dans cette section nous faisons l'état de la réflexion sur ce sujet tout en mettant l'accent sur les études d'hétérogénéité qui ont précédé notre présent travail.

1.1 Effet de l'assurance chômage sur la durée du chômage : micro-élasticité et macro-élasticité

Si de nombreux chercheurs s'intéressent aujourd'hui à l'AC et ses divers effets, peu d'auteurs en faisaient un centre d'intérêt avant la fin des années 1970. Parmi les premiers articles les plus importants sur le sujet, figurent ceux de [Ehrenberg et Oaxaca \(1976\)](#) qui ont été les premiers à proposer une méthodologie satisfaisante dans l'analyse de l'impact des prestations d'assurance-chômage sur la durée des périodes de chômage tout en étudiant pour la première fois les effets de ceux-ci sur les taux de salaires de réserve lors du retour à l'emploi. Ensuite [Moffitt \(1985\)](#) a abordé le même sujet mais par une approche différente qui est le modèle non paramétrique à risques proportionnels. [Meyer \(1989\)](#) quant à lui a été l'un des premiers avec [Classen \(1977\)](#), à étudier la durée du chômage directement induite par la hausse du niveau des prestations (en utilisant seize événements de variations de niveau) plutôt que par des politiques (fiscales par exemple, [Solon \(1985\)](#)) impactant indirectement les niveaux de prestation reçus. Tous

ces travaux ont le mérite d'avoir pu soulever les grandes problématiques inhérentes au sujet de la durée de chômage et ont principalement porté sur des échantillons d'individus qui se différencient entre autres par le sexe, l'âge ou le niveau de revenu. Quant aux recherches plus récentes, elles abordent des thématiques beaucoup plus pointues. Des travaux comme ceux de [Krueger et Meyer \(2002\)](#) et de [Chetty et Finkelstein \(2013\)](#) ont d'une part mis en lumière la grande propension des individus bénéficiant d'une AC plus généreuse à rester plus longtemps au chômage, et ont d'autre part montré la nécessité d'étudier avec plus de précision la durée de chômage. En effet, la plupart des travaux mentionnant le volet emploi de l'AC ne parlent du chômage que d'un point de vue global et général, sans se soucier de distinguer l'échelle à laquelle il est étudié. Pourtant, les réactions aux incitations financières peuvent énormément varier selon que l'on considère l'échelle individuelle ou celle collective : c'est ainsi que sont nés les concepts de micro-élasticité et de macro-élasticité du chômage à l'assurance-chômage. L'élasticité-micro renvoie à la modification de l'effort individuel de recherche d'emploi induite par un changement de l'AC. L'élasticité-macro représente quant à elle, la variation de la tension sur le marché du travail causée par la modification des anticipations des entreprises (sur le salaire de réserve de leurs futurs employés) suite à un changement de l'AC. Elle inclut aussi les caractéristiques de la micro-élasticité.

1.1.1 Analyses sur la micro-élasticité

De nombreux chercheurs se sont donc intéressés à l'analyse de ces élasticités et [Katz et Meyer \(1990\)](#) ont été parmi les premiers à proposer une estimation de la micro-élasticité en utilisant distinctement cette terminologie et leurs résultats la situent entre 0,36 et 0,53, pas très différent de l'intervalle 0,41 et 0,53 qui est le résultat de [Landais \(2015\)](#). Pour parvenir à ce résultat, les auteurs trouvent au préalable que la durée de chômage est raccourcie d'environ une semaine (passant de 18,4 à 17,6 semaines) lorsque la durée des prestations est réduite de 4 semaines (de 39 à 35 semaines), ils déduisent alors

l'intervalle d'appartenance de la micro-élasticité. Aussi, [Lalive et al. \(2006\)](#) et [Chetty \(2008\)](#) ont proposé des articles qui relèvent essentiellement de la micro-élasticité car ayant porté sur des échantillons de chômeurs.

[Lalive et al. \(2006\)](#) ont par exemple présenté un intéressant travail qui a consisté à faire la lumière sur les principaux paramètres qui composent le caractère généreux de l'AC. Les auteurs identifient ces paramètres clés comme étant la prolongation de la durée de prestation des allocations et l'augmentation du montant de celle-ci. Au travers d'une modification majeure de la politique d'assurance-chômage initiée en Autriche en 1989, les auteurs parviennent d'une part à étudier les amplitudes relatives de ces « paramètres de générosité » et d'analyser si leur modification conjointe entraîne des effets amplifiés (excessifs). Les résultats indiquent que suite à un rallongement de la durée des prestations (d'une semaine), les travailleurs plus âgés sont deux fois plus enclins à rester au chômage (de 0,70 jour supplémentaire) que ceux plus jeunes ou d'âge mûr (de 0,35 jour additionnel). Par ailleurs, une application simultanée de ces deux mesures de générosité impacte toujours dans le même sens, mais beaucoup plus intensément, l'offre de travail des individus plus âgés.

[Chetty \(2008\)](#) quant à lui aborde la même thématique en s'intéressant précisément aux mécanismes qui justifient l'augmentation du temps de recherche d'emploi généralement constaté dans la littérature. Après avoir confirmé que cette augmentation a pour cause, un aléa moral (comme le pensent bon nombre de chercheurs), l'auteur met en lumière un nouveau canal qui est celui de l'effet de liquidité. Chetty précise que pour les individus ayant une faible capacité de lissage de leur consommation (par manque de richesse liquide), l'effet de liquidité est ce qui explique le plus (à 60%) le rallongement de leur temps de chômage et l'aléa moral n'occupe que la petite proportion restante. La thèse de Chetty a plus tard été soutenue par d'autres travaux dont ceux de [Landais \(2015\)](#) qui visaient à distinguer clairement l'ampleur et la valeur de chacune des deux composantes que sont l'aléa moral et la contrainte de liquidité. À travers un modèle du

type “kink régression (RK)” et avec des données administratives du Continuous Wage and Benefit History Project (CWBH), Landais parvint à d’intéressants résultats : la durée des prestations augmente en moyenne de 4% suite à une hausse de 10% de leur niveau, et la durée des demandes d’AC croit de 0,3 à 0,4 semaine si la durée potentielle de prestation est bonifiée d’une semaine. Aussi, l’auteur trouve 0,9 comme résultat du rapport entre l’effet de liquidité et celui de l’aléa moral, ce qui confirme l’existence d’effets de liquidité assez significatifs.

Parmi les auteurs qui se sont intéressés à l’analyse de la micro-élasticité du chômage figurent aussi [Aaronson *et al.* \(2010\)](#) qui trouvent qu’en plus de certains facteurs démographiques et de la conjoncture du marché du travail ¹, la hausse de la durée moyenne du chômage dans la période 1980 à 2000 s’explique en partie (entre 10 à 25 %) par la hausse même de la générosité des prestations d’assurance-chômage. [Meyer et Mok \(2014\)](#) font quant à eux une pertinente synthèse de la littérature sur le sujet. En commençant par souligner les limites des deux grands courants qui soutiennent d’un côté une sous-estimation de l’amélioration du bien-être induit par les prestations d’AC et de l’autre côté une sous-estimation des distorsions causées par celles-ci, les auteurs finissent par estimer l’effet de la bonification des allocations sur la durée de chômage et trouvent que le groupe des prestataires new yorkais était plus enclin à rester plus longtemps au chômage (avec une élasticité de 0,1 à 0,2). Par ailleurs ils ne trouvent pas de preuves confirmant l’hypothèse d’une plus grande sensibilité des individus souffrant de contraintes de liquidité.

Malgré leurs points de désaccord, les précédents travaux sont néanmoins tous unanimes sur l’existence d’un effet désincitatif au travail du aux prestations. Cette "apparente évi-

1. En s’interrogeant sur les déterminants de la hausse du chômage de longue durée au États Unis et en partant des données de la *Current Population Survey* (CPS) sur le chômage des individus, les auteurs trouvent que la hausse de la durée moyenne du chômage dans la période 1980 à 2000 s’explique à 50 % par le vieillissement de la population active et l’accroissement de la proportion des femmes dans celle-ci. L’autre moitié étant en partie due à une faible demande de main d’oeuvre sur le marché du travail.

dence" est pourtant sérieusement remise en cause par la très récente étude de [Altonji et al. \(2020\)](#) qui ont analysé les effets sur l'offre de travail de la plus généreuse des allocations-chômage jamais prescrite : le *CARES ACT*.² Malgré que la plupart des travailleurs percevaient alors des allocations supérieures à leur salaire hebdomadaire et malgré les théories qui prédisent en pareille situation une hausse des licenciements et un désintérêt pour la reprise de travail, les auteurs découvrent surprenamment que non seulement les allocataires ayant reçu les plus généreuses prestations n'ont pas plus perdu leur emploi que les autres mais ils présentent aussi le même rythme de retour à l'emploi que les autres allocataires. Les auteurs ne trouvent donc aucune preuve de la désincitation au travail qui pourtant devrait être à son maximum au regard du contexte sanitaire (qui encourageait les individus à rester à domicile) et du niveau historique des prestations qui permettait aux prestataires de recevoir gratuitement des allocations parfois plus importantes que leur salaire hebdomadaire.

1.1.2 Analyses sur la macro-élasticité

L'estimation de la macro-élasticité est beaucoup moins aisée à cause de l'implication de plusieurs groupes d'individus et de la difficulté à trouver des sources des variations exogènes de l'AC sur chacun des différents marchés concernés. Néanmoins [Card et Levine \(2000\)](#) parviennent les premiers à faire une telle estimation et ils trouvent 0,32 comme macro-élasticité de la durée de chômage aux prestations d'AC. Ce résultat est parti du constat que la décision politique (et non économique) de prolonger de 13 semaines les prestations en 1996 au New Jersey, y a freiné de 16,6 % le taux de réduction du chômage. Tout en essayant de résoudre le problème d'endogénéité qui frappait les nombreuses études avant eux, [Hagedorn et al. \(2013\)](#) ont eux aussi fait une estimation de macro-élasticité et ont trouvé un résultat de 0,29. Des auteurs comme [Dieterle et al.](#)

2. Le *CARES ACT* est un plan d'aide américain historiquement généreux (de 02 mille milliards de dollars) administré aux entreprises et aux individus en vue de lutter contre les conséquences économiques dues à la pandémie du COVID-19. Ce programme a bonifié les prestations d'AC en autorisant un versement hebdomadaire de 600 dollars en plus des prestations de chômage déjà en vigueur.

(2016) ont obtenu une valeur estimée nettement plus faible (0,08) après avoir corrigé les insuffisances de [Hagedorn *et al.* \(2013\)](#) dont également, [Coglianese \(2015\)](#), [Amaral et Ice \(2014\)](#), [Boone *et al.* \(2021\)](#) ont trouvé que les résultats étaient très influencés par la spécification et à la période. Partant du fait que la plupart des travaux souffrent de l'endogénéité dans la source de variation des prestations d'AC (qui se veut pourtant exogène), certains auteurs se sont alors intéressés à la résolution de ce problème. C'est ainsi que [Coglianese \(2015\)](#) s'est basé sur l'erreur de mesure (dans les différents États) des taux de chômage pour estimer la macro-élasticité, et il parvint à un résultat nul. En utilisant une méthode similaire, [Chodorow-Reich et Karabarbounis \(2016\)](#) constatent une augmentation de 0,3 point de pourcentage du taux de chômage suite à une bonification du temps de prestation de 26 à 99 semaines : il concluent alors à une très faible macro-élasticité de l'ordre de 0,02. Malgré la pertinence de cette méthode de recherche d'exogénéité, [Hagedorn *et al.* \(2016\)](#) estiment qu'il demeure de nombreuses insuffisances dans son utilisation.

1.2 Effet de l'assurance chômage sur la durée du chômage : analyses d'hétérogénéité

Le champ d'étude de l'assurance-chômage est assez vaste et va bien au-delà de la seule question du temps de chômage. Un autre pan du sujet qui est également étudié, est celui de l'hétérogénéité dans les effets de l'AC. À ce titre des auteurs comme [Kroft et Notowidigdo \(2016\)](#) se sont intéressés à l'évolution de l'effet des prestations chômeurs sur le gain marginal de bien-être, particulièrement en période de récession. Dans un contexte de débat sur les coûts et les avantages sociaux de ladite prestation, les auteurs cherchaient précisément à vérifier la théorie qui veut que les coûts sociaux de l'assurance chômage soient moindres en période de récession, comme le pensent certains chercheurs comme [Krueger et Meyer \(2002\)](#). Les contributions de cet article sont majeures car il est le premier à fournir une analyse empirique et théorique des effets marginaux (coûts et avantages) de l'AC durant le cycle économique. Les résultats indiquent que

le coût de l'aléa moral diminue significativement en situation de fort taux de chômage (récession) tandis que les avantages du lissage de la consommation ne semblent pas augmenter : il en résulte néanmoins un gain marginal faible mais significatif en période de récession.

[Landais *et al.* \(2018\)](#) se sont eux aussi intéressés aux périodes de récession en cherchant spécifiquement à analyser la pertinence de la politique (paradoxe) d'une assurance chômage d'autant plus généreuse que le chômage est élevé. Ayant été exceptionnellement initiée aux États-Unis entre 1957 et 1958, cette mesure est a été pérennisée depuis les années 1970. Un point majeur de leur article, est l'approximation de la générosité de l'AC optimale : ils la définissent comme étant le taux de remplacement de Baily-Chetty³ augmenté d'un terme de correction qui capte l'effet du resserrement du marché du travail (lui-même induit par l'AC) sur le bien-être social. Après avoir étudié les fluctuations (selon le cycle économique) de ce terme de correction, Landais et ses co-auteurs trouvent que celui-ci est positif en période de récession mais négatif en période d'expansion : ils concluent alors que l'assurance-chômage optimale est belle et bien anticyclique. Ils défendent ainsi la pertinence de la politique américaine d'une AC plus généreuse en période de grand chômage.

Avant Kroft & Notowidigdo et Landais et ses co-auteurs, des chercheurs comme [Rothstein \(2011\)](#), [Valletta \(2014\)](#) et [Farber et Valletta \(2015\)](#) s'étaient déjà intéressés aux périodes de récession en travaillant particulièrement sur la question de l'élasticité (une élasticité mixte) de l'offre de travail à la générosité des prestations d'AC. En constatant que le marché du travail est resté timide (avec une stagnation du taux de chômage à 9%) même après deux ans de reprise économique, [Rothstein \(2011\)](#) a tenté de comprendre

3. Ce taux vient d'un modèle général dynamique qui tente de définir le niveau optimal de l'assurance-chômage par la combinaison du modèle statique à trois paramètres de [Baily \(1978\)](#) (que sont l'aversion au risque, l'avantage de l'AC pour le lissage de la consommation et l'élasticité de la durée du chômage par rapport au taux d'indemnisation) et du paramètre supplémentaire d'ajustement pour les motifs d'épargne de précaution, proposé par [Chetty \(2006\)](#).

le rôle qu'aurait joué la généreuse extension des prestations d'AC de 26 à 99 semaines durant la Grande Récession de 2008. Ses estimations aboutissent à une élasticité mixte de 0,06 qui se traduit par une réduction de 0,6 point de pourcentage du taux de sortie du chômage, suite à un rallongement de 39 semaines dans la durée de prestation. L'auteur explique ces résultats par deux hypothèses, la première stipulant que la générosité des prestations réduit les efforts de recherche d'emploi des bénéficiaires dont le chômage est désormais subventionné. Deuxièmement, cette bonification des revenus de chômage, entraîne une hausse des salaires de réserve et n'encourage pas la transition vers l'emploi. [Farber et Valletta \(2015\)](#) quant à eux ont abouti à 0,15 comme mesure de l'élasticité mixte : un mois de plus dans la durée des prestations rend le chômage plus long de 0,06 mois tandis que [Valletta \(2014\)](#) estime que cette durée supplémentaire est de 1,5 semaine quand le temps supplémentaire de prestation s'établi à 10 semaines, soit une élasticité mixte de 0,39. Partant de ces trois études sur les estimations mixtes, on retient qu'en moyenne, la sensibilité du chômage à la générosité de l'assurance chômage est de 0,2.

En somme, il existe un nombre important de réflexions sur la thématique de l'assurance-chômage et ses différents canaux de transmission à l'économie via le marché du travail. En partant des effets qu'ont les incitations financières sur les durées de chômage, jusqu'aux analyses sur leurs (ces effets en question) variations en période de récession ; plusieurs facettes de la question ont été abordées depuis 1976. Malgré cette littérature assez bien fournie, nous constatons quand même qu'il existe très peu de connaissances sur la question spécifique de l'hétérogénéité des effets de l'AC, quelques rares articles s'étant seulement limités à mener des analyses sur les périodes de récession. L'analyse de l'hétérogénéité des effets de l'AC dans un sens plus large (qui tient compte des variations dans le temps, celles selon les caractéristiques individuelles et celles selon la géographie) demeure donc un domaine faiblement exploré.

CHAPITRE II

PRÉSENTATION DES DONNÉES

Pour mener à bien notre étude sur les effets de l'assurance-chômage, nous faisons usage de données américaines fournies par la *Current Population Survey* (CPS) et le *Department of Labor* (DOL). Cette section présente une description de celles-ci ainsi que des bases desquelles elles sont tirées.

2.1 CPS, ASEC, IPUMS : description et justification de son choix

2.1.1 La base CPS

La base CPS est notre principale source de données, elle fournit la quasi-totalité des variables (sauf une) entrant de nos analyses. Créée en 1940 dans un contexte de Grande Dépression, cette base a depuis lors beaucoup évolué et est devenue l'une des plus importantes sources de données pour toute étude portant sur les tendances sociales et économiques aux États-Unis, au cours des 50 dernières années. À titre illustratif, toutes les statistiques fédérales (calculées mensuellement) en matière de chômage sont construites à partir des informations fournies par la CPS. Ainsi, l'évidente crédibilité dont bénéficie cette base constitue l'un des arguments justifiant son choix en tant que source de données fiables et officielles. En outre, le choix de la CPS tient à la grande taille des échantillons qu'elle exploite : il s'agit d'une très large banque de données qui est administrée mensuellement par le Bureau of the Census des États-Unis à plusieurs

milliers de ménages (65 000 environ) et personnes.

Une raison supplémentaire (et d'ailleurs la principale) de ce choix est que cette base contient des données américaines sur l'assurance-chômage de nature à favoriser la qualité de nos estimations. En effet, étant intéressé par l'assurance-chômage notamment son hétérogénéité et sa variation dans le temps, notre espace d'étude a porté sur les États-Unis (plutôt que sur le Canada ou tout autre pays développé) car les politiques en matière d'AC se fixent de manière indépendante au niveau de chacun des 50 États. Ce qui en fait une importante source de variation et un choix pertinent pour mieux appréhender cette notion d'hétérogénéité que nous étudions. Enfin, nous avons jugé intéressant de travailler avec la base CPS car elle possède l'avantage d'être accessible par le grand public et offre une grande disponibilité de l'information.

2.1.2 Description de l'ASEC, de l'IPUMS et de la base de données finale

La banque CPS couvre pour l'essentiel le marché du travail mais aussi de nombreux autres domaines. En effet, la CPS est une très large base de données qui porte d'une part sur les ménages et d'autre part sur les personnes. Pour le premier volet (les ménages) l'information est construite autour d'un noyau regroupant la technique, la géographie, les caractéristiques économiques, les caractéristiques du logement. Ce volet est complété par un supplément de sécurité alimentaire. Au titre des personnes ou individus, les données disponibles sont concentrées dans un noyau regroupant entre autres la démographie, les relations familiales, l'ethnicité, le travail, l'éducation. Ce volet contient de nombreux suppléments portant par exemple sur les anciens combattants, l'utilisation d'internet, et un supplément social et économique annuel (ASEC en anglais). L'ASEC est en réalité un supplément de la base CPS qui est réalisé au mois de mars de chaque année, ce qui lui vaut d'ailleurs l'appellation de "CPS de mars" par certains. C'est précisément sur cette dernière section que nous portons notre intérêt et c'est dans ce volet de la CPS que nous puisons presque toutes les variables entrant dans nos estimations.

En effet, la section ASEC de la CPS fournit principalement de l'information traitant du marché du travail et de la vie économique et sociale de manière générale. Par exemple on y trouve des variables relatives au travail, au revenu, à la taxation, à la pauvreté, à la migration, à l'assurance maladie, et au bien-être. Si la CPS et l'ASEC sont maintenant mieux connus, le IPUMS reste encore à être bien défini.

Le IPUMS est tout simplement un site internet de téléchargement des données qui est rattaché à l'Université du Minnesota et qui met à disposition du grand public, diverses sources de données américaines dont le CPS (Flood *et al.*, 2021). Le site IPUMS CPS (que vous pouvez consulter à l'adresse <https://cps.ipums.org/cps/about.shtml>), est un ensemble intégré de micro-données de la CPS qui part de 1962 et qui présente l'avantage de permettre aux chercheurs, une certaine personnalisation des bases de données. En plus de la possibilité d'harmoniser les données, il existe celle de choisir les variables et les échantillons d'intérêt tout en évitant tout superflu d'information. La richesse de l'IPUMS CPS ne tient pas qu'à la qualité de ses données, mais aussi à leur quantité phénoménale. Couvrant au total une période de 1962 à 2020 (soit 59 ans), cette base fournit environ 6 000 000 d'observations en considérant une moyenne de 100 000 ménages enregistrés par an sur toute la période. Compte tenu de la grande diversité des sujets qu'elles couvrent et aussi de la richesse de l'information fournie, les données de l'IPUMS CPS constituent un intrant capital pour les travaux de bon nombre de chercheurs intervenant dans divers domaines. Cette base est en effet beaucoup utilisée par les démographes, les économistes, les sociologues et d'autres chercheurs s'intéressant à la population, et plus de 831 articles de revues sont répertoriés comme utilisant ces données. Ces articles peuvent être retrouvés en consultant le site web de l'IPUMS (<https://bibliography.ipums.org/>) puis en sélectionnant "Journal Article" et "IPUMS CPS" comme les réponses respectives aux catégories "Citation Types" et "Data Collections".

En récapitulatif, notre première base de données est tirée de la section ASEC de la

grande base de la CPS elle-même disponible sur le site de téléchargement dénommé IPUMS CPS.

2.2 Department of Labor : notre deuxième base de données

Bien que nous ayons mis l'accent sur la présentation de l'IPUMS CPS duquel provient l'essentiel de nos variables, nous utilisons tout de même une autre base qui nous fournit les données sur l'assurance-chômage, une variable capitale à notre analyse. Cette deuxième base est du *Department of Labor* qui est une agence fédérale américaine très spécialisée dans les questions relatives à l'emploi : elle régit notamment le droit du travail dans ses aspects sécurité au travail, normes salariales et horaires, prestations d'assurance chômage, services de réemploi. Le *Department of Labor* fournit des données annuelles allant de 1938 à 2020, pour tous les 50 États des USA. Pour mesurer le niveau de générosité¹ des prestations (notre principale variable explicative) nous avons décidé d'utiliser la moyenne hebdomadaire réelle² des prestations par État de la base DOL. Bien qu'il y ait dans l'ASEC la possibilité d'observer des prestations d'AC autodéclarées, nous n'avons pas jugé pertinent d'utiliser ces données comme mesure de générosité car nous pensons qu'elles sont d'une part endogènes et d'autre part probablement mesurées avec erreur. Alors l'intérêt de tirer la variable d'AC d'une base autre que le CPS, c'est que celle-ci pourra servir de source de variation exogène des prestations-chômage étant donné qu'un changement de la générosité de l'assurance-chômage n'affecte pas la population du CPS. Aussi, cette variable nous permet de bien capter le caractère hétérogène des prestations-chômage vu que les politiques d'assurances chômage des États sont différentes et indépendantes à travers le temps. Cepen-

1. La générosité de l'AC est généralement définie par au moins deux composantes que sont la facilité d'éligibilité aux prestations et le montant de celles-ci. Ainsi une politique d'AC sera considérée comme généreuse si les exigences de qualification aux prestations sont relativement simples à remplir. Cette caractéristique de générosité n'est pas prise en compte dans ce mémoire.

2. Il s'agit de la somme des prestations divisée par le nombre de semaines payées, comme expliqué dans [https://oui.doleta.gov/unemploy/hb394/gloss.asp#\(32\)](https://oui.doleta.gov/unemploy/hb394/gloss.asp#(32)). Par ailleurs nous utilisons une version réelle de ces valeurs en les corrigeant de l'inflation.

dant, pour des analyses de robustesse nous utiliserons les valeurs de l'AC autodéclarées du CPS dans des régressions à variables instrumentales.

2.3 Sommaire des variables retenues

Après avoir présenté les deux banques de données desquelles nous tirons nos informations, nous présentons maintenant les principales variables que nous en retenons. Nous avons un total de dix-sept variables (17) variables fournies sur une période allant de 1975 à 2019 et ce pour la totalité des 50 États américains et du district de Columbia. Si les observations initiales sont estimées à environ 6 000 000, dans le même temps plusieurs restrictions d'échantillon ont été appliquées : une suppression des individus ayant plus de 65 ans ou moins de 25 ans, une suppression des individus n'ayant pas reçu d'assurance chômage et l'élimination des valeur aberrantes. Finalement, le nombre d'observations s'élève à 109 031 pour l'essentiel, sauf pour certaines variables qui en ont largement moins. Ces variables en question n'interviennent pas directement dans les régressions mais ont simplement été utilisées pour détecter les individus de la population qui ont reçu des prestations d'assurance-chômage : il s'agit de *incunemp*, *srcunemp* et *gotunemp*. Ces trois variables issues de l'ASEC sont toutes relatives à l'assurance chômage mais expriment chacune une information spécifique et à une période donnée.

En effet, *incunemp* nous renseigne sur le montant (avant déduction d'impôts) des prestations-chômage que perçoit un individu de la part de son État d'origine ou du gouvernement fédéral. Cette variable indique également la somme issue des indemnités supplémentaires de chômage, des allocations de chômage ou de grèves syndicales. Les informations de cette variable portent sur l'année civile précédente. La variable *srcunemp* traite des mêmes informations que la précédente, elle porte aussi sur la même période mais elle indique quant à elle, uniquement si l'individu a reçu un montant des prestations supplémentaires perçu après avoir bénéficier des allocations chômage du

gouvernement fédéral ou de l'État d'origine. Ces suppléments sont entre autres constitués des montants additionnels de prestations chômage et/ou d'allocations de grève syndicale. Ces deux variables n'existent qu'à partir de 1988. Enfin la variable *gotunemp* révèle les individus qui ont perçu au cours de l'année civile précédente, un montant de revenu sous la forme d'indemnisation-chômage. C'est surtout entre les années 1976 et 1987 que cette variable revêt toute son importance car sur cette période, dans les données il n'y avait pas de distinction faite entre les prestations gouvernementales de chômage et les autres programmes gouvernementaux comme les allocations adressées aux travailleurs, aux anciens combattants ou toute autre prestation ne visant pas les chômeurs. En somme, le croisement des différentes informations contenues dans ces variables nous aide à cibler avec plus de précision la population ayant uniquement bénéficié des prestations gouvernementales ou étatiques de chômage.

Incwage, *inctot*, *wksunem1*, *wkswork1* et *durunemp*, caractérisent respectivement le revenu salarial total de chaque répondant au cours de l'année civile précédente, le revenu total ou les pertes personnelles des individus sur l'année civile précédente, le nombre total de semaines de chômage pour un chômeur de l'année civile précédente, le nombre de semaines travaillées de l'année précédente, et le total des semaines de chômage pour une personne actuellement au chômage. Le reste des variables parlent par leur nom sauf *hispan* et *cpi99* qui représentent respectivement l'origine ethnique et l'indice des prix à la consommation sur base de 1999. Toutes les variables de revenu sont des versions réelles corrigées de l'inflation en utilisant l'IPC.

Le tableau (2.1) fait un récapitulatif de toutes les variables avec quelques unes de leurs statistiques comme leur minimum, maximum et écart-type. Sur la période d'étude qui s'étend de 1975 à 2019, il ressort du tableau que le montant des prestations moyennes d'assurance-chômage varie entre 127,06 \$ et 357,51 \$ avec une moyenne annuelle de 215,98 \$ et un écart type de 35,95 \$. Sur la totalité des bénéficiaires des prestations d'AC seulement 33,67 % ont été allocataires sur deux années consécutives au moins.

Variables	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum	Proportion
année	108 993			1975	2019	
âge	108 993	40,74775	10,60789	25	65	
niveau d'éducation	108 993	12,45646	2,810832	00	20	
semaines travaillées	108 993	31,83897	12,12532	01	49	
semaines chômées	108 993	18,53862	11,8612	01	51	
indices-prix	108 993	1,327995	0,6166742	0,652	3,097	
revenu total	108 993	22958,02	21140,46	-9051	478119	
revenu salarial	108 993	18059,04	18536,46	01	290000	
revenu chômage	72 286	4178,119	4367,731	01	98784	
AC moyenne hebdomadaire	108 993	215,978	35,95	127,0598	357,5072	
bénéficiaire d'AC à t-1	36 707					33,67 %
<i>Régions (groupe d'États)</i>						
Pacific	19 656					18,03 %
East North Central	17 487					16,04 %
Middle Atlantic	14 962					13,73 %
South Atlantic	13 466					12,35 %
Mountain	11 043					10,13 %
resre des regions	45 853					42,07 %
<i>Sexe</i>						
femmes	40 552					37,21 %
hommes	68 441					62,79 %
<i>Race</i>						
noirs	11 012					10,10 %
blancs	92 243					84,63 %
autres	5 738					5,26 %
<i>Ethnicité</i>						
hispanic	14 340					13,16 %
Non-hispanic	94 653					86,84 %

TABLEAU 2.1 Statistiques descriptives

Le revenu salarial quant à lui est en moyenne de 18 059,04 \$ par an et n'excède pas le seuil de 290 000 par an, tandis que le revenu total fluctue autour d'une moyenne annuelle de 22 958,02 \$ sans dépasser un maximum de 478 119 \$. Pour une année civile donnée les individus passent en moyenne 18,54 semaines au chômage et 31,83 semaines au travail avec des durées maximales de 51 semaines et 49 semaines respectivement. Par ailleurs, l'âge moyen de la population est de 40,74 ans dans une fourchette de 25 à 65 ans et cette population possède un niveau d'éducation relativement élevé avec 12,45 ans comme nombre moyen d'années d'études, certains cumulant jusqu'à 20 ans d'instruction. Aussi, dans la période 1975 à 2019 l'indice des prix à la consomma-

tion (sur base de 1999) a évolué entre 0,65 et 3,09 autour d'une moyenne de 1,32. Les variables catégorielles quant à elles sont représentées par leur nombre d'observations et les proportions de leurs différentes modalités. Pour ce qui est du sexe, notre échantillon d'étude est composé à 37,21 % de femmes et à 62,79 % d'hommes formant dans le même temps plusieurs catégories de races, allant des races uniques à de nombreuses sous catégories métissées³. La race blanche est majoritairement représentée avec une proportion de 84,63 %, la race noire quant à elle représente 10,10 % de la population puis le reste des races uniques et métissées se concentrent dans seulement les 5,26 % restant. Le caractère ethnique est représenté dans l'échantillon par l'appartenance ou non au groupe des hispaniques qui occupe une proportion de 13,16 %. L'espace géographique est composé des 50 États et le district de Columbia, qui sont répartis en plusieurs groupes d'États appelés *Régions*. Les ressortissants de la région Pacific sont les plus présents dans l'échantillon avec un poids total de 18,03 %, le East North Central est la deuxième région la mieux représentée avec 16,04 %, le Middle Atlantic occupe la troisième place avec 13,73 % puis le South Atlantic et le Mountain occupent la quatrième et cinquième place de ce classement avec respectivement 12,35 % et 10,13 %. Outre ces cinq régions déjà citées, les autres représentent chacune moins de 10 % de la population étudiée avec un poids total de 42,07 %.

2.4 Tendances de quelques variables clés

En vue de mieux établir le contexte de notre étude, nous présentons dans cette section l'évolution dans le temps et l'espace de certaines de nos variables clés. Il s'agit d'abord d'observer la distribution spatio-temporelle de la durée de chômage qui est notre principale variable d'intérêt, ensuite de manière parallèle nous analysons comment évoluent les principaux facteurs censés influencer le retour à l'emploi des individus chômeurs. Ces variables sont les prestations d'assurance-chômage, le revenu salarial et le revenu

3. Les modalités de cette variable sont des informations auto-déclarées (qui sont fournies par les individus eux-mêmes).

total.

2.4.1 Évolution du chômage par année, région et État

Cette sous-section montre comment le temps de chômage a changé depuis 1975 à 2019 mais aussi présente quel a été son niveau dans les régions puis dans les différents États pendant la période ciblée.

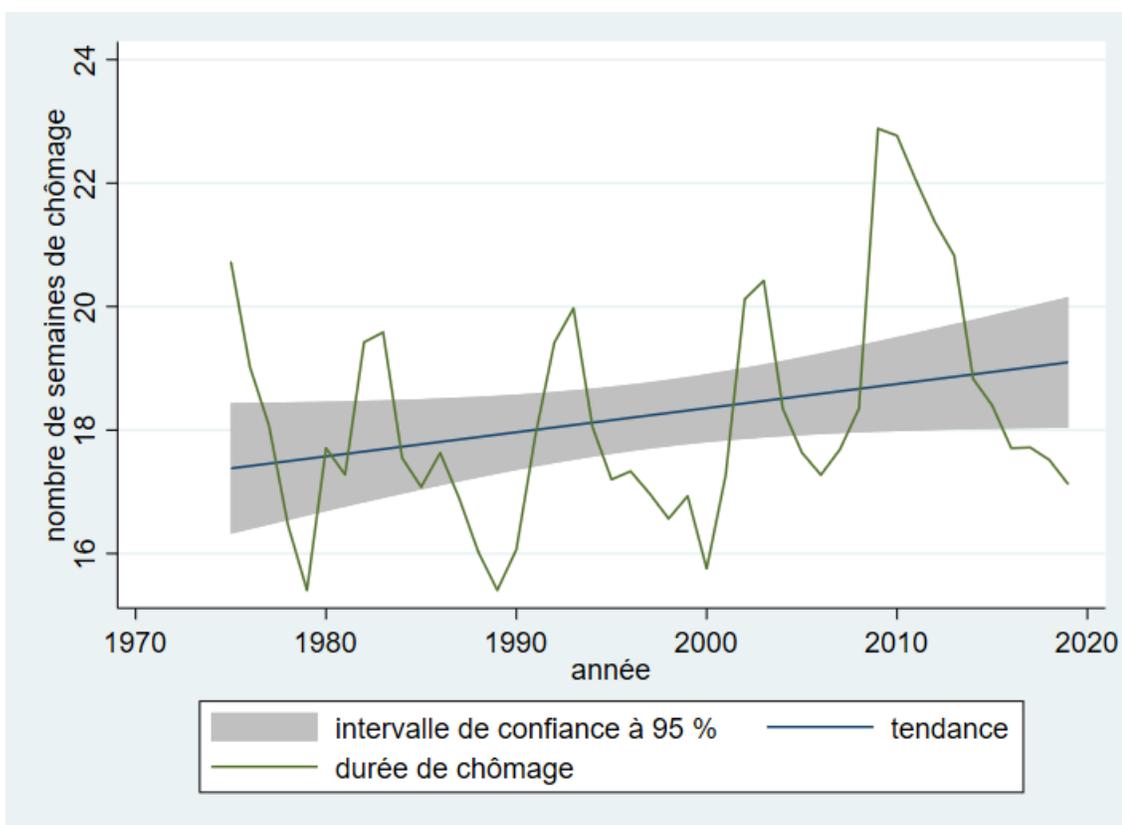


FIGURE 2.1 Évolution du chômage par année

La figure 2.1 représente l'évolution de la moyenne annuelle américaine des semaines de chômage et nous apprend en premier lieu l'existence d'une grande volatilité de la durée de chômage qui est par exemple passée d'environ 21 semaines en 1975 à 15,5 semaines environ en 1979 puis est remontée jusqu'à 19,5 semaines autour de 1983

pour revenir à 15,5 semaines vers 1989. La dernière grande augmentation de durée est constatée à partir de 2008 (probablement à cause de la récession à partir de cette année) pour atteindre son niveau maximum de 23 semaines en 2010, année après laquelle la durée de chômage a connu une forte baisse jusqu'en fin de période (2019). Bien qu'on constate cette forte évolution en dents de scie, la faible pente de la tendance de long terme indique néanmoins que la durée de chômage n'évolue que très légèrement dans le temps, allant de 17,3 semaines environ en 1975 à 19 semaines en 2019.

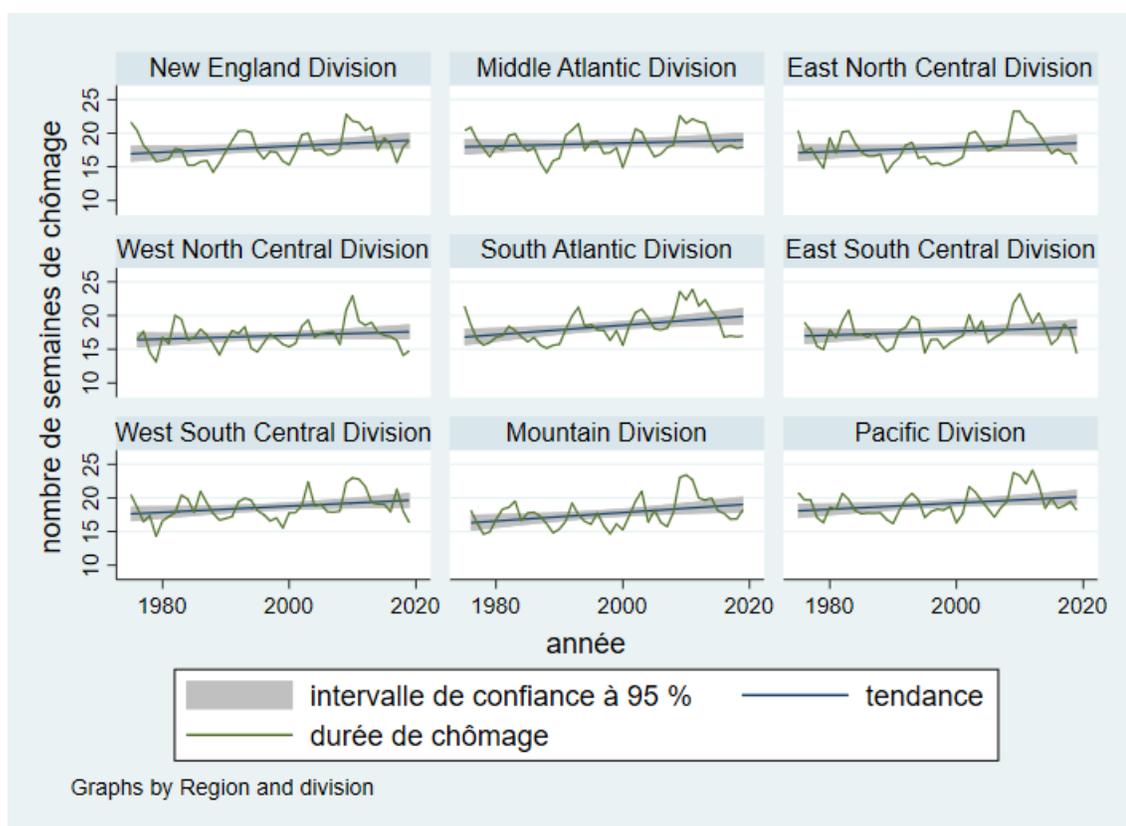


FIGURE 2.2 Évolution du chômage par région

Les très faibles pentes des tendances de la figure 2.2, qui sont toutes comprises dans l'intervalle 15 à 20 semaines, confirment cette assez légère augmentation de la durée de chômage dans le temps, malgré la présence de la forte volatilité également constatée au niveau des régions. La tendance à la baisse des durées de chômage est elle aussi clai-

rement perceptible car pour tout l'ensemble des régions, le temps de chômage constaté pour ces dernières années est en dessous de la tendance de long terme. Cette analyse tient aussi dans le cas des États pris isolément comme l'indique la figure 2.3.



FIGURE 2.3 Évolution du chômage par État

2.4.2 Évolution des prestations d'assurance-chômage par année, région et État

Dans cette sous-section nous présentons les variations dans le temps de notre principal facteur censé expliquer une partie du rallongement du temps de chômage. Nous analysons successivement comment ont évolué les niveaux de prestations (mesure de générosité) dans l'ensemble des États pris de manière agrégée, l'évolution au niveau de chaque région puis de manière spécifique à chaque État.

La figure 2.4 nous montre les variations du niveau de générosité des allocations-chômage

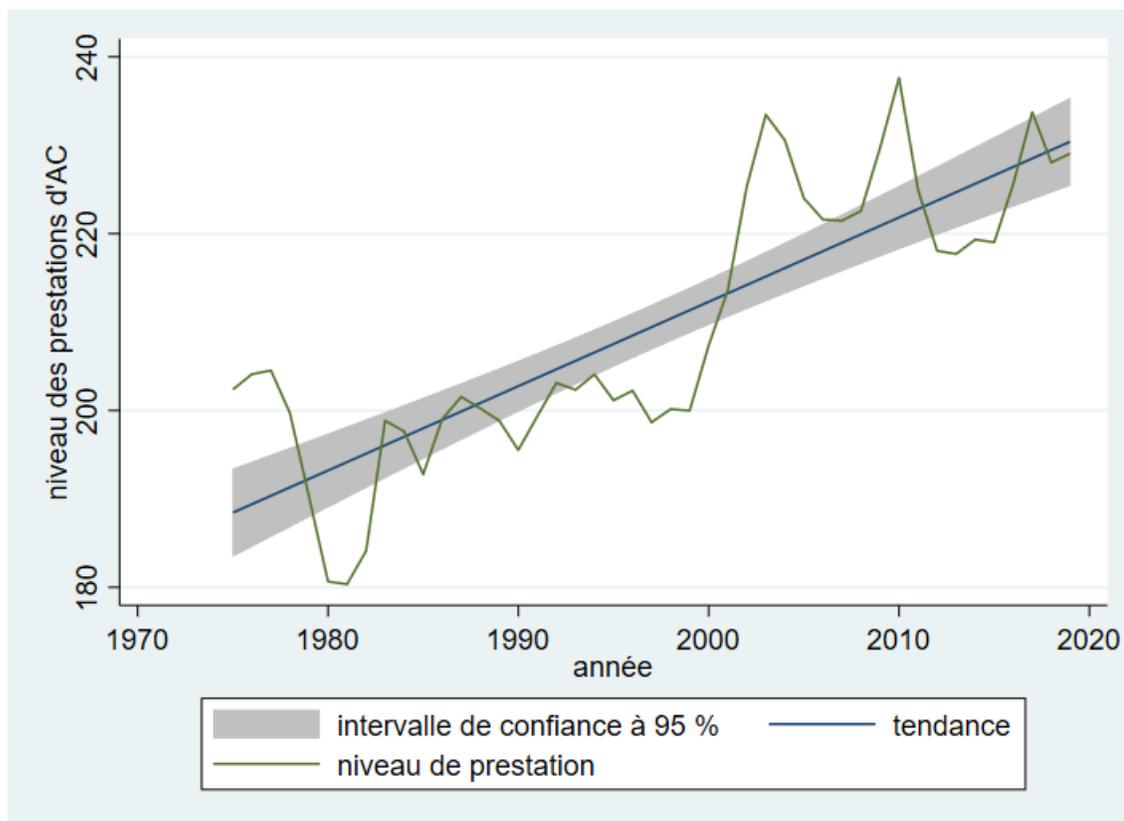


FIGURE 2.4 Évolution du niveau des prestations d'AC par année

sur la période 1975 à 2019, il s'agit précisément des moyennes annuelles des prestations de l'ensemble des États. De prime à bord nous pouvons constater qu'à l'instar de la durée de chômage, le niveau de prestation présente lui aussi une volatilité dans le temps, avec des fluctuations de moindre ampleur cependant. Affichant en début de période des prestations qui se situent autour de 205 \$, celles-ci vont drastiquement baisser jusqu'à 180 \$ en 1980 avant de fluctuer autour de 200 \$ entre 1983 et 2000 qui marque une sorte de "point d'inflexion". À partir de cette année les prestations augmentent de façon assez importante pour atteindre en 2003 puis en 2010 (certainement en soutien au chômage massif induit par la crise depuis 2008) les plus grands seuils jamais atteints à savoir environ 234 \$ et 238 \$, respectivement. La tendance de long terme divise la courbe en deux en 2010 avec d'une part des niveaux de prestations principalement

en deçà du trend et d'autres part des allocations nettement au dessus. Divers facteurs peuvent expliquer les changements de générosité que nous avons observés, comme par exemple des modifications dans les règles d'éligibilité aux programmes de prestation ou même des changements dans les caractéristiques des chômeurs. Nous ne pouvons inclure que les bénéficiaires de l'AC dans notre échantillon, et donc nous allons estimer l'effet sur ces bénéficiaires, mais nous contrôlerons diverses caractéristiques de ces bénéficiaires dans les régressions.

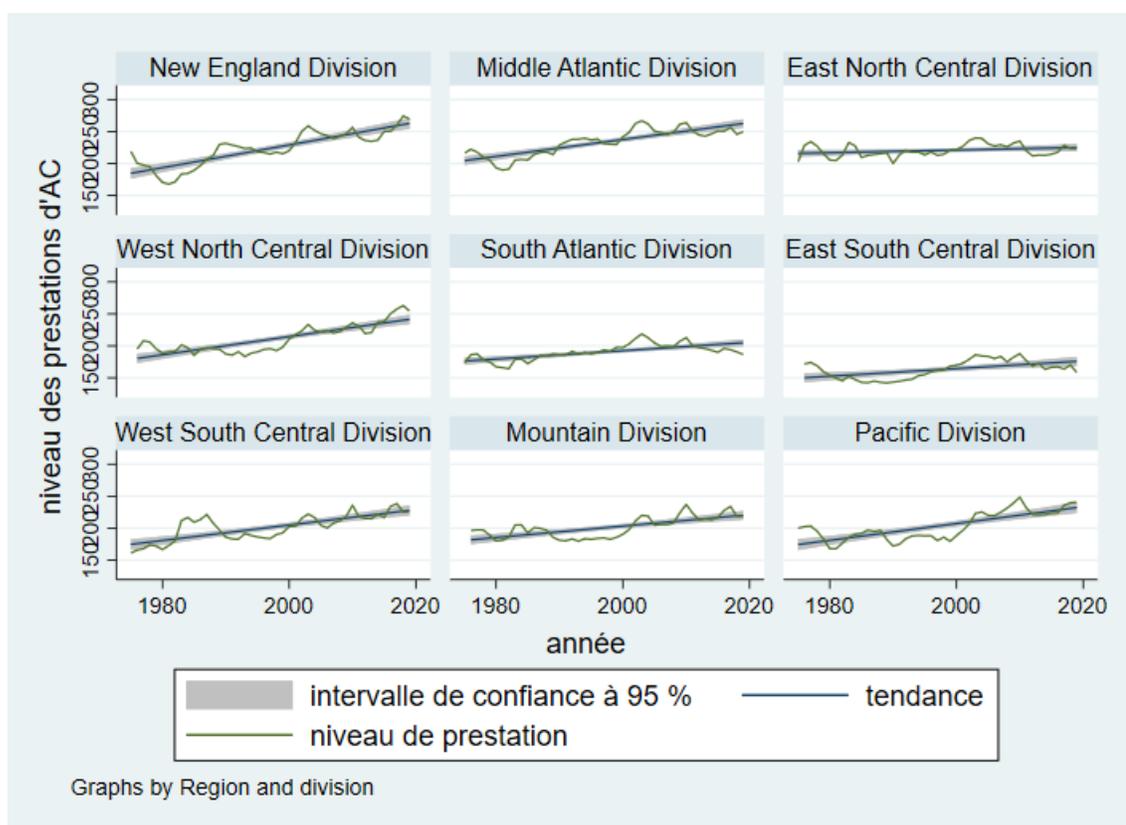


FIGURE 2.5 Évolution du niveau des prestations d'AC par région

Si l'observation du niveau général des prestations nous a permis de percevoir que la générosité de celles-ci s'est considérablement bonifiée dans le temps, elle ne nous renseigne pas cependant sur l'hétérogénéité qui existe dans les niveaux d'assurance-chômage. Nous avons construit les évolutions des prestations dans chacun des États

(qui ont chacun une politique de prestation indépendante) et chacune des régions pour mieux apprécier le niveau d'hétérogénéité qui occupe une place central dans l'explication des différences de réponses aux allocations. La figure 2.5 révèle une différence visible dans les niveaux de générosité dans les régions et on peut distinguer d'une part les régions à forte augmentation de générosité comme la *New England Division*, la *West North Central Division*, *West South Central Division* et la *Middle Atlantic Division* (qui présentent des pentes relativement fortes). D'autre part on retrouve les régions à faible évolution de générosité avec des tendances de long terme faiblement ascendantes. Un bon exemple de cette dernière classe de régions est la *East North Central Division* dont la tendance de long terme est quasi horizontale, comme si la générosité des prestations n'avait guère augmenté dans le temps. Dans la figure 2.6 nous présentons un portrait plus précis du niveau d'hétérogénéité des allocations de chacun des États, qui indique que même si globalement ces derniers consentent de plus en plus à bonifier leur prestations-chômage, ils le font à des proportions nettement différentes : c'est d'ailleurs l'intérêt majeur d'utiliser le contexte américain pour l'analyse d'hétérogénéité.

Enfin, sachant l'importance des facteurs financiers et économiques dans la détermination de la durée de chômage, nous avons également jugé bon d'observer l'évolution dans le temps et dans l'espace du niveau de revenu salarial et du niveau de revenu pris globalement sans distinction de provenance (revenue d'entreprise ou autre). Les détails de ces résultats peuvent être observés dans les annexes A.1, A.2, A.3, A.4, A.5 et A.6 qui montrent essentiellement que le revenu salarial et le revenu global des individus ont connu une hausse significative dans le temps avec cependant une forte disparité selon les régions et les États.



FIGURE 2.6 Évolution du niveau des prestations d'AC par État

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Ce présent travail tente de répondre à la principale question de savoir si une assurance-chômage plus généreuse contribue à réduire ou augmenter la durée de temps passée au chômage, il vise notamment à vérifier de manière empirique les théories économiques qui veulent que l'AC ait un réel effet significatif sur le taux de chômage. Au-delà de chercher à confirmer ce qu'ont déjà trouvé de nombreux chercheurs à ce sujet, nous voulons explorer un nouveau type de relations : celles entre les effets de l'AC et certaines caractéristiques comme la géographie (variation à travers les États), le temps (variation dans les années) ou les individus (variation selon les caractéristiques du ménage). Le concept d'hétérogénéité est donc le thème central de notre réflexion. De manière pratique, pour capter le caractère généreux de l'AC nous utilisons les prestations moyennes d'assurance-chômage administrées de manière indépendantes par chacun des 50 États, qui ont tous des politiques de chômage bien différentes. Cette source de variation de l'assurance-chômage avait déjà été utilisée par [Chetty \(2008\)](#). La mesure du chômage dont nous voulons évaluer la sensibilité à la générosité des prestations, est la durée de temps que les administrés passent sous le statut de chômeur : la variable correspondante est le logarithme du nombre total de semaines passée au chômage. L'analyse de l'hétérogénéité est notre principal objectif mais avant de nous y attarder nous commençons par estimer l'effet global de l'assurance-chômage sur la durée de chômage. Pour ce faire nous utilisons principalement un modèle à effets fixes standard comme

méthode d'estimation à l'instar de [Chetty \(2008\)](#).

3.1 Modèle à effets fixes adapté

Le modèle à effets fixes étant reconnu pour sa capacité à capter les variations hétérogènes inobservées, nous l'avons jugé pertinent pour notre analyse des effets de l'assurance-chômage sur la durée de chômage. Il existe toutefois quelques ajustements que nous opérons par rapport au modèle standard. En effet si dans la spécification générale de ce modèle les effets fixes sont identifiés au niveau des individus, dans notre étude ces effets seront plutôt observés sur les États mais aussi dans les années. Nos estimations se feront selon comme suit : d'abord nous débutons par une simple estimation d'un effet global des prestations d'AC sur la durée du chômage, ensuite nous nous penchons sur l'analyse de l'hétérogénéité en étoffant davantage le modèle initial par l'introduction de plusieurs termes d'interaction relatifs au genre, au niveau d'éducation, à la race, aux catégories d'âge, aux périodes dans le temps, aux groupes d'États et aux groupes ethniques. De manière formelle, on obtient ce qui suit :

$$\log_duree_{iet} = \alpha_e + \varphi.AC_{et} + X'_{iet}\beta + \gamma_t + \varepsilon_{iet} \quad (3.1)$$

Les équations suivantes représentent respectivement les sous-modèles d'analyse d'hétérogénéité selon le sexe, les années d'éducation, la race, les catégories d'âge, les périodes, les régions et les groupes ethniques :

$$\log_duree_{iet} = \alpha_e + \delta_1.AC_{et}.H_i + \varphi.AC_{et} + X'_{iet}\beta + \gamma_t + \varepsilon_{iet} \quad (3.2)$$

$$\log_duree_{iet} = \alpha_e + \delta_2.AC_{et}.E_i + \varphi.AC_{et} + X'_{iet}\beta + \gamma_t + \varepsilon_{iet} \quad (3.3)$$

$$\log_duree_{iet} = \alpha_e + \delta_3.AC_{et}.R_i + \varphi.AC_{et} + X'_{iet}\beta + \gamma_t + \varepsilon_{iet} \quad (3.4)$$

$$\log_duree_{iet} = \alpha_e + \delta_4.AC_{et}.A_i + \varphi.AC_{et} + X'_{iet}\beta + \gamma_t + \varepsilon_{iet} \quad (3.5)$$

$$\log_duree_{iet} = \alpha_e + \delta_5.AC_{et}.P_i + \varphi.AC_{et} + X'_{iet}\beta + \gamma_t + \varepsilon_{iet} \quad (3.6)$$

$$\log_duree_{iet} = \alpha_e + \delta_6.AC_{et}.G_i + \varphi.AC_{et} + X'_{iet}\beta + \gamma_t + \varepsilon_{iet} \quad (3.7)$$

$$\log_duree_{iet} = \alpha_e + \delta_7.AC_{et}.Q_i + \varphi.AC_{et} + X'_{iet}\beta + \gamma_t + \varepsilon_{iet} \quad (3.8)$$

où l'indice i renvoie à un individu, l'indice e représente un État et t l'année.

Dans toutes ces diverses régressions, les écarts-types sont *clustered* au niveau de l'État, permettant ainsi aux termes d'erreur d'être corrélés dans chaque État (y compris entre différentes périodes)¹.

AC correspond à la moyenne des prestations d'assurance-chômage de l'année et dans l'État considéré et X'_{iet} un vecteur de variables explicatives autres que AC .

α_e et γ_t sont quant à eux des termes constants mais qui ne varient que d'un État à l'autre ou d'une année à l'autre. Ces deux termes revêtent une importance capitale dans nos modèles car ce sont eux qui sont censés capter tous facteurs inobservés qui sont spécifiques à chaque État ou à chaque année : symboles des effets fixes.

H_i , E_i , R_i , A_i , P_i , G_i et Q_i sont des variables catégorielles (facteurs) créées à des fins d'interaction avec la prestation-chômage et qui représentent respectivement les caractéristiques des variables sexe, éducation, race, âge, année, région et ethnicité (qui sont également incluses dans X_{iet}). Plus spécifiquement la variable H_i est binaire et elle prend de manière alternée les valeurs 0 et 1 pour les hommes et les femmes. E_i quant à elle contient 05 modalités qui représentent différents groupes de 5 ans de niveaux d'éducation. R_i possède 06 modalités pour les différentes races présentes dans l'étude. Quant à la variable A_i elle présente dans un premier temps 04 classes d'âges regroupées par

1. Par ailleurs nous laissons savoir que dans nos régressions nous n'avons pas utilisé les poids d'échantillon.

intervalle de 10 ans et dans un second temps 09 classes d'âge pour un regroupement de 05 ans d'intervalle. P_i se définit presque exactement comme A_i , à la différence qu'elle porte sur les années. Enfin, G_i comporte 09 modalités au nombre des différentes régions que comptent les États Unis et Q_i est binaire et représente si un individu est d'origine hispanique ou non.

Nous formulons plusieurs hypothèses sur les termes présents dans les différents modèles. D'abord, le vecteur X'_{iet} des autres variables explicatives et la variable AC sont supposés exogènes. Aussi, faisons-nous le postulat que les termes constants α_e et γ_t sont corrélés avec les variables explicatives plutôt qu'avec le terme d'erreurs. Cela dit, quant à notre premier modèle d'estimation (3.1) de l'effet global de l'AC sur la durée du chômage, nous avons défini cinq spécifications (nommées contrôle) du modèle standard. Le Contrôle 0 contient une unique variable de contrôle qui est la prestation moyenne d'assurance-chômage AC . Dans le Contrôle A, en plus des prestations moyennes d'AC on rajoute le vecteur X'_{iet} qui contient des variables comme l'âge, le sexe, la race, l'origine ethnique et le niveau d'éducation. Le Contrôle B quant à lui contient en plus des variables du Contrôle A, la variable du revenu personnel total. Pour le Contrôle C, en plus des variables du Contrôle A, il y a l'ajout de la variable du revenu salarial réel. Enfin dans le Contrôle D, en plus des variables du Contrôle A nous rajoutons la variable du revenu personnel net (des prestations chômage reçues) dans le vecteur X'_{iet} .

Finalement, en ce qui concerne nos modèles d'hétérogénéité nous avons autant de sous-spécifications qu'il y a de modalités dans les variables concernées. Bien que dans ces modèles les interactions avec l'assurance-chômage soient faites avec des variables catégorielles, pour les variables comme l'âge, le niveau d'éducation et les années, des interactions ont aussi été faites en les gardant sous leur formes continue. L'objectif recherché est de mieux percevoir d'éventuelles évolutions subtiles des effets de l'assurance dans le temps ou chez les individus d'un certain âge ou d'un certain niveau d'études.

3.2 Description des variables

L'approche courante en matière d'analyse des effets de l'assurance chômage se faisant en termes d'élasticité, alors certaines de nos variables sont exprimées en logarithme.

log_duree : c'est notre variable d'intérêt. Elle mesure le nombre de semaines (pris en logarithme) qu'un individu a passé en situation de chômage durant l'année civile précédente. Cette variable nous permet de cerner la situation de l'emploi et l'ampleur du chômage face aux variations de certains facteurs socio-économiques comme le niveau de revenu.

Notre principale variable explicative est *AC* et elle représente la moyenne annuelle des prestations d'assurances-chômage (prises en logarithme) dans chacun des États au cours de l'année considérée. Vu que nous cherchons à comprendre les effets d'une plus grande générosité des prestations sur le niveau de chômage, cette information est capitale car elle sert de mesure pour la générosité des allocations chômage. En plus, l'utilisation des prestations moyennes d'*AC* administrées de manière indépendante par 50 États ayant des politiques de chômage différentes, nous assure une variation exogène des celles ci. Ainsi, l'un des avantages à utiliser une telle variable est qu'elle nous aide à réduire les risques d'endogénéité² et d'erreurs de mesure (dans les prestations d'assurance-chômage) fréquemment déplorés par les utilisateurs des données de la CPS. Nous admettons toutefois qu'une telle mesure (qui est agrégée) de l'assurance-chômage comporte le désavantage de ne pas pouvoir refléter avec précision³ le niveau

2. Cependant, même si cette variable a été utilisée plusieurs fois dans des articles publiés (comme [Chetty \(2008\)](#)), la variable *AC* demeure sujette à un problème d'endogénéité s'il y a des chocs économiques (spécifiques à un État) qui l'affectent simultanément avec la durée de chômage. Nous avons testé la robustesse des résultats en essayant des spécifications utilisant *AC maximum* plutôt que sa valeur moyenne et avec le taux de chômage comme variable de contrôle. Les résultats (disponibles sur demande) demeurent similaires bien qu'un peu moins significatifs.

3. Pour répondre à cette faiblesse, nous avons aussi implémenté des spécifications qui utilisent comme mesure des prestations, une *approximation du taux de remplacement* fournie par le *Department of Labor* qui la calcule en divisant la prestation moyenne par le salaire hebdomadaire moyen dans chaque

de générosité des prestations administrées aux individus pris spécifiquement. En termes d'analyse économique, la variable des prestations moyennes d'AC pourrait nous permettre de capter l'effet de liquidité dévoilé par [Chetty \(2008\)](#). En effet, l'auteur découvre que l'aléa moral autrefois considérée comme l'unique explication, n'est ni la seule cause de la hausse constatée des durées de chômage ni même la principale mais un second facteur du à liquidité déterminerait plus de 60% du temps supplémentaire passé chômage. Ce terme désigne la tendance du individus doté de faibles liquidité à rester plus longtemps au chômage suite à des allocations qui rehaussent leur niveau de liquidité et de consommation.

Ensuite, plusieurs variables de revenu interviennent comme variables de contrôle et jouent un rôle capital dans notre analyse. Il convient alors de bien décrire comment nous les avons construites et présenter leur rôle dans nos modèles. Tout d'abord, nous utilisons la variable *revenu personnel* et nous la construisons en faisant le logarithme du produit du total des revenus *inctot* et de l'indice des prix à la consommation sur base de 1999 (*cpi99*). Ensuite, la deuxième variable qui est le *revenu salarial* par semaine de travail nous renseigne sur les gains financiers uniquement issus des prestations de travail rémunérées d'un individu. Cette variable est le logarithme du produit du revenu salarial (*Incwage*) et de l'indice des prix à la consommation *cpi99*, le tout divisé par le total annuel des semaines travaillées (*wkswork1*). Nous avons construit cette variable en nous basant sur le calcul de [Lawson \(2018\)](#) qui avait rapporté le revenu salarial total au nombre de semaines où l'individu a travaillé à but lucratif. Enfin le *revenu personnel net* est la variable qui indique la totalité du gain d'un individu abstraction faite des prestations d'assurance-chômage. Il s'agit du logarithme du produit de *cpi99* et de la différence entre le revenu total et la prestation moyenne d'assurance-chômage. Alors

État et année. Les résultats (disponibles sur demande) sont généralement similaires, mais quelques fois différents. Cela pourrait s'expliquer par d'importantes différences dans les rémunérations salariales de sorte que la valeur moyenne des salaires utilisée dans le calcul ne soit pas représentative pour certains individus.

nous utilisons ces trois (03) variables pour estimer l'effet du revenu d'un individu sur la durée de son temps de chômage dans la mesure où elles aident à prendre en compte une part des aptitudes d'un individu qui affecteraient à la fois ses opportunités d'emploi et sa recherche d'emploi. Par ailleurs nous avons jugé important de contrôler le niveau de revenu car il est probable que les personnes ayant plus de richesse soient celles qui ont aussi les emplois mieux rémunérés et cette meilleure rémunération affecte encore à son tour leur recherche d'emploi : une sorte de cercle vertueux. Dans la suite de notre travail, lorsque nous nous référerons à la variable de revenu ce sera en considérant le logarithme du revenu par semaine de travail car en plus du fait que les autres variables de revenu introduisent une corrélation mécanique avec la durée du chômage, cette variable convient le plus à la nature de notre variable expliquée qui est exprimée en semaine.

Pour finir, *âge, sexe, race, hispanic* et *niveau d'éducation* sont un ensemble de variables décrivant les caractéristiques individuelles des personnes enquêtées. Il s'agit respectivement de l'âge de l'individu, son genre, sa race, son appartenance au groupe des hispaniques et enfin son niveau d'instruction évalué en nombre d'années d'études. Nous savons de manière intuitive et selon certains chercheurs que ces caractéristiques peuvent influencer la réaction des individus en présence de certaines situations comme certaines incitations financières. Des chercheurs comme [Lalive et al. \(2006\)](#) ont par exemple fait le constat que les personnes âgées sont plus enclines à rester plus longtemps au chômage mais ils n'attribuent pas nécessairement cela au caractère plus généreux des prestations chômage administrées à cette frange de la population. Ils n'indiquent donc pas clairement que cette tendance au chômage soit une preuve que les individus âgés soient plus sensibles que les autres tranches d'âge à la générosité de l'AC. Dans leurs travaux sur l'incidence sur l'emploi de la distance séparant les individus de la retraite, [Hairault et al. \(2010\)](#) s'aperçoivent eux aussi que les individus d'âge avancé participent de moins en moins à l'emploi avant même leur admission définitive à la retraite. En partant d'abord du postulat que le rendement des emplois est déterminé par leur durée

prévue, les auteurs tirent la conséquence logique que les individus proches de la retraite aient une très faible probabilité d'emploi et un plus grand chômage.

Outre la distance par rapport à la retraite les auteurs découvrent que l'effet de cette distance en interaction avec la générosité des allocations de chômage, détermine de manière significative l'exclusion croissante (ou le désintérêt progressif) des personnes âgées du (envers le) marché du travail. Aussi selon certains auteurs, les femmes auraient d'avantage tendance à rester à la maison quand elles reçoivent des prestations pouvant couvrir un certain niveau de leur besoin. Par exemple en cherchant à savoir si les incitations financières de retour à l'emploi avaient un réel effet, [Simonnet et Danzin \(2014\)](#) ont trouvé que seules les mères isolées surtout celles ayant de jeunes enfants réagissaient positivement. Cela laisse comprendre que bon nombre de femmes au chômage choisissent les situations (y compris celles consistant à rester au chômage) où les mesures financières leur offrent plus de stabilité. Par ailleurs, nous pensons que les individus plus éduqués ont plus tendance à rester plus longtemps (relativement à leur niveau de revenu) au chômage car étant très sélectifs sur les offres d'emploi qui leurs sont proposées, en vue de trouver celles qui valorisent le mieux leurs compétences. Enfin, la race et l'ethnie sont des paramètres très importants qui renferment toute une histoire et un contexte social et pourraient de ce fait influencer la réaction des individus.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

Dans cette section, nous présentons les résultats de nos estimations. Nous rappelons que nous avons cherché dans un premier temps à estimer l'effet global de l'assurance-chômage sur la durée du chômage à travers un modèle à effets fixes sur les États et sur les années. Dans un second temps nous nous sommes intéressés sur la notion d'hétérogénéité des effets de l'assurance chômage à travers le temps, les États, et les caractéristiques individuelles comme le sexe, la race, l'âge, le niveau d'éducation et l'appartenance ethnique. L'analyse d'hétérogénéité est donc le coeur de notre objectif de recherche. La principale variable explicative est la prestation moyenne annuelle d'assurance-chômage par État, qui a servi de mesure pour le niveau de générosité des prestations puis d'autres variables relatives aux caractéristiques individuelles (âge, race, ethnique, et niveau d'éducation) ont servi de variables de contrôle. Un autre point important a été l'inclusion de variables financières pour nous aider à estimer l'effet du revenu ou de la richesse sur la durée du chômage.

4.1 Présentation des résultats de l'effet global des prestations-chômage

Cette section expose les résultats issus de l'estimation des modèles simples (sans interactions) à effets fixes avec comme variable d'intérêt la durée de chômage et avec la prestation moyenne annuelle d'assurance-chômage comme principale variable explicative. Nous présentons ces résultats en deux phases avec d'une part les coefficients des

variables quantitatives puis ceux des variables qualitatives du modèle.

4.1.1 Les variables quantitatives

	Contrôle 0	Contrôle A	Contrôle B	Contrôle C	Contrôle D
prestation moyenne d'AC	0,0860 (0,0466)	0,104* (0,0460)	0,227*** (0,0462)	0,117* (0,0457)	0,221*** (0,0463)
âge		0,00334*** (0,000319)	0,00589*** (0,000292)	0,00359*** (0,000313)	0,00588*** (0,000292)
années d'éducation		-0,00326* (0,00151)	0,0173*** (0,00165)	-0,00111 (0,00160)	0,0171*** (0,00165)
revenu personnel			-0,360*** (0,00841)		
revenu salarial				-0,0406*** (0,00574)	
revenu personnel net					-0,352*** (0,00809)
année	oui	oui	oui	oui	oui
États	oui	oui	oui	oui	oui
Nbr d'observations	108 993	108 993	108 954	108 993	108 949
R ² Ajusté	0,023	0,029	0,111	0,030	0,111

Écarts-type (les valeurs entre parenthèses)

* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

TABLEAU 4.1 Résultats des modèles simples, variables quantitatives

Le tableau 4.1 contient les estimés des coefficients et leur écarts-types de toutes ces variables quantitatives. De prime à bord, nous constatons que la grande majorité de nos paramètres sont significatifs au seuil de 1%, ce qui témoigne de la bonne qualité des variables explicatives retenues. Par ailleurs, cela nous donne droit à procéder à des interprétations économiques de ces paramètres sans craindre qu'elles ne soient caduques. Nous analyserons en termes d'élasticité car nos variables d'intérêt sont en logarithme en plus du fait que nous voulons aussi nous conformer aux récents travaux sur le sujet.

Tout d'abord, la première ligne de coefficients révèle que les prestations-chômagés ont effectivement un effet significatif positif sur la durée de chômage. Pour chacune des 5

spécifications les paramètres de cette variable sont au moins à 0,086 au *contrôle 0* avec un maximum à 0,227 dans le *contrôle B* et de 0,104, 0,117 et 0,221 respectivement dans les *contrôle A*, *contrôle C* et *contrôle D*, ce qui signifie qu'une augmentation de 1% dans le montant des prestations induit un rallongement de 0,086% ou de 0,227% du nombre total de semaines passées au chômage. Ce premier résultat est en conformité avec la théorie et les estimations de certains auteurs comme [Hagedorn et al. \(2016\)](#) qui trouvaient une élasticité de 0,29. Dans la suite de nos analyses nous accorderons une attention particulière aux résultats du *contrôle C* que nous considérons comme notre meilleure spécification. D'une part parce que la variable de revenu qui y est utilisée (le logarithme du revenu salarial réel) est exprimée en semaine ce qui concorde avec l'unité de mesure de la durée de chômage également donnée en semaines. D'autres part les auteurs de plusieurs études antérieures portant sur le chômage ([Lawson \(2018\)](#) et [Chetty \(2008\)](#) par exemple) ont eux aussi utilisé la même variable comme mesure de richesse. Ainsi la spécification du *contrôle C* est notre principale modèle qui est d'ailleurs celui qui servira à l'analyse d'hétérogénéité dans la section suivante.

Par ailleurs, dans le contexte d'une assurance-chômage généreuse nous trouvons qu'une caractéristique comme l'âge de l'individu, influence positivement sa propension à demeurer plus longtemps au chômage. Il apparaît toutefois que cette influence de l'âge est très faible (avec 0,00589 comme plus grand coefficient) mais assez significative au seuil de 1%. En effet, un individu donné passe 0,589 % plus de semaines au chômage qu'un autre moins âgé d'un an. Ce résultat va dans le même sens que celui de [Lalive et al. \(2006\)](#) qui trouvaient que les individus plus âgés restaient deux fois plus longtemps au chômage que les jeunes, étant donné un accroissement des revenus de chômage.

Le niveau d'éducation semble avoir des effets ambigus (positifs et négatifs) mais nos paramètres les plus significatifs qui sont ceux des *contrôles B* et *D* nous laissent penser qu'il contribuerait à augmenter la durée de temps passée sans emploi. En effet, une année supplémentaire d'étude augmenterait de 1,71 % le nombre total de semaines

passées au chômage. Ce résultat est également en accord avec la théorie qui veut que les individus les plus instruits soient moins prompts à accepter les emplois lorsqu'ils sont en situation de chômage : ces derniers privilégieraient l'attente des meilleures offres qui valoriseront davantage leurs investissements en capital humain.

La dernière phase de l'analyse de nos premiers résultats porte sur l'estimation de l'effet du revenu sur la durée de chômage. En rappel, [Chetty \(2008\)](#) postulait que les individus ayant peu de richesse liquide et qui ont plus de la difficulté à lisser leur consommation sont les plus susceptibles d'être impactés par la générosité des prestations-chômage, ce qui induirait chez eux des réponses plus significatives. L'effet de liquidité dont parle l'auteur est plus perceptible quand les individus voient leur revenus transitoires augmenter (de manière temporaire), et dans le cas de notre étude l'introduction d'une variable comme la prestation d'assurance-chômage permet de prendre en compte la présence d'un tel effet. Par ailleurs, l'effet de richesse qui est perceptible par la hausse de la partie permanente du revenu d'un individu est capté dans nos modèles par des variables indiquant la richesse permanente. Il s'agit du *revenu personnel*, du *revenu salarial* et du *revenu personnel net*. Les trois variables financières nous ont permis de cerner l'effet de la richesse sur la durée de l'emploi. Nous constatons dans les dernières lignes du tableau 4.1 que peu importe la mesure de richesse que nous utilisons, les résultats indiquent que la richesse de l'individu influence significativement (au seuil de 1 %), négativement et fortement sa propension à rester en situation de non emploi. Par exemple, nous constatons que si le revenu personnel d'un individu s'accroît de 1 %, le nombre total de semaines non travaillées (sa durée de chômage) est réduit de 0,360 % et la réduction est de l'ordre 0,352 % et de 0,0406 % suite à une augmentation de 1 % respectivement du revenu personnel net et du revenu salarial.

Si ces résultats corroborent la théorie de [Chetty \(2008\)](#) dans la mesure où les individus les moins riches passent plus de temps au chômage, il convient de noter que les coefficients sur nos variables de revenu ne représentent pas vraiment "l'effet de liqui-

dit" ou de richesse comme l'auteur l'a défini. Nous estimons juste la relation entre le revenu d'un travailleur et sa durée de chômage. Comme interprétation de nos résultats indiquant une durée chômage d'autant moins longue que le revenu est élevé, nous pensons qu'un individu à revenu élevé possède probablement plus de capacités intellectuelles et relationnelles élevées du fait de son milieu aisé tout comme il pourrait accéder plus facilement à de meilleures opportunités sur le marché du travail. Tous ces facteurs pourraient donc justifier une durée de chômage plus réduite.

Après cette analyse de la contribution de nos variables quantitatives à l'explication de la durée de chômage, examinons à présent quelle est celle des variables qualitatives.

4.1.2 Les variables qualitatives

Le tableau 4.2 rend compte de la contribution des variables qualitatives à l'explication de la durée de chômage. Au premier abord on constate que le facteur-sexe influence de manière significative (à 1 %) le temps passé en situation de non emploi mais les effets des deux classes de sexe semblent varier selon certains contextes. En effet, dans les cas où la richesse financière des individus n'est pas prise en compte ou seulement représentée par le revenu salarial (les contrôle A et C) il apparaît que, toutes choses étant égales par ailleurs, les femmes passent légèrement plus de temps au chômage que leurs homologues hommes avec 2,49 % de semaines supplémentaires. Par contre, en contrôlant la richesse globale des individus il revient que les femmes ont environ 12,9 % moins de semaines chômées supplémentaires que les hommes. Cela tend à indiquer que dans un contexte où la richesse des individus ne provient pas de leurs situation d'employés (personnes entrepreneurs, héritières, etc.) les femmes semblent plus actives que les hommes et passent moins de temps au chômage.

Ensuite, pour ce qui est de la caractéristique raciale il apparaît qu'à une exception près elle ne contribue pas davantage à expliquer la durée de chômage car la plupart des

	Contrôle A	Contrôle B	Contrôle C	Contrôle D
<i>Sexe</i>				
Femmes	0,0249** (0,00798)	-0,129*** (0,00847)	0,00628 (0,00758)	-0,128*** (0,00839)
<i>Race</i>				
Noirs	0,140*** (0,00872)	0,0659*** (0,00824)	0,133*** (0,00882)	0,0662*** (0,00827)
Amérindiens	0,0890* (0,0442)	0,0296 (0,0352)	0,0847 (0,0440)	0,0301 (0,0353)
Asiatiques	0,0304 (0,0168)	-0,0126 (0,0167)	0,0270 (0,0169)	-0,0128 (0,0167)
Autres races pures	0,0518* (0,0238)	0,0186 (0,0225)	0,0502* (0,0239)	0,0189 (0,0225)
<i>Ethnicité</i>				
Hispaniques	0,0510*** (0,00699)	0,00923 (0,00750)	0,0473*** (0,00679)	0,00949 (0,00752)
<i>Région / division</i>				
Middle Atlantic			0,0901*** (0,0105)	
East North Central			0,00971* (0,00437)	
West North Central			0,0313*** (0,00628)	
South Atlantic			0,241*** (0,00280)	
East South Central			0,0833*** (0,0126)	
West South Central			0,128*** (0,00591)	
Mountain			0,0991*** (0,00585)	
Pacific			0,106*** (0,0104)	
année	oui	oui	oui	oui
États	oui	oui	no	oui
Nbr d'observations	108 993	108 954	108 993	108 949
R ² Ajusté	0,029	0,111	0,030	0,111

Écart-type (les valeurs entre parenthèses)

* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

TABLEAU 4.2 Résultats des modèles simples, variables qualitatives

coefficients associés aux catégories raciales ne sont pas du tout significatifs à défaut de l'être très faiblement. Contrairement aux autres races, nos résultats indiquent que c'est seulement la population noire qui passe plus de temps au chômage que la population blanche avec environ 14 % et 6,62 % de semaines supplémentaires respectivement dans les contextes où la richesse est issue du travail salarié et où elle provient d'autres sources. Outre le sexe et la race, l'appartenance ethnique est notre troisième variable qualitative dans l'explication de la durée de chômage et il semble qu'à l'instar de la variable sexe, le facteur ethnique est lui aussi tributaire du contexte dans lequel évoluent les individus. En effet, même si toutes les spécifications indiquent que le fait d'être hispanique accroît la durée de temps passée au chômage, c'est uniquement dans la situation où la richesse des individus est basée sur une rémunération salariale que cet effet ethnique devient significatif (à 1 %). Un hispanique passerait alors près de 4,73 % plus de semaines-chômées qu'un non hispanique.

Enfin, nous analysons l'effet du facteur géographique sur le temps de chômage. Pour ce faire nous avons décidé de ne garder que les coefficients de la spécification utilisant le revenu salarial comme mesure de richesse, le contrôle C étant celui qui en général donne des résultats significatifs et propres à l'interprétation. D'après nos résultats toutes les régions américaines ont leur spécificité en termes de chômage et présentent presque toutes, des durées supplémentaires significatives par rapport à la région de base qu'est la *New England Division*. En première analyse deux régions se distinguent clairement des autres à savoir la *South Atlantic Division* et la *East North Central Division* qui présentent respectivement le plus grand coefficient significatif (à 1 %) et le plus faible (0,971 %). On en déduit que la population de la *East North Central Division* présentent sensiblement la même durée de chômage que celle de la région de base contrairement à la population originaire de la *South Atlantic Division* qui présente la plus grande durée supplémentaire de chômage qui s'élève à 24,1 % de semaines-chômées. Quant au reste des régions elles présentent aussi des durées supplémentaires plus ou moins grandes par

rapport à la région de référence, comme par exemple la *West North Central Division* qui n'a que 3,13 % de durée supplémentaire tandis que la *Pacific Division* et la *West South Central Division* présentent des durées supplémentaires de 10,6 % et 12,8 % respectivement.

4.2 Analyse d'hétérogénéité dans les effets des prestations-chômage

En rappel, la problématique qui a suscité notre objectif de recherche se décline en ces deux volets suivants : premièrement il est question de savoir si des prestations généreuses induisent une augmentation ou une diminution de la durée de chômage chez les individus qui en sont bénéficiaires et deuxièmement c'est de savoir s'il existe de l'hétérogénéité de ces effets dans les dimensions temporelle, géographiques et individuelle. Si la section précédente nous a permis de répondre à la première partie de notre question de recherche, l'existence d'une hétérogénéité dans ces effets reste encore une question importante à laquelle la présente section tentera d'apporter une réponse. Dans un premier temps nous présentons les résultats des effets de l'assurance-chômage selon les caractéristiques des individus, ensuite ces effets sont analysés selon le facteur géographique et enfin il s'agit de voir comment évoluent ces effets dans le temps.

4.2.1 Hétérogénéité suivant les caractéristiques individuelles

Étant donné qu'une population aléatoirement constituée est par définition et naturellement hétérogène dans le sens où les individus qui la composent sont nécessairement différents, nous avons pensé qu'il pourrait y avoir une diversité dans les réactions face à des incitations ou compensations financières comme une hausse de générosité des prestations d'assurance-chômage. Ainsi nos analyses se font suivant les critères de genre, de race, d'âge, d'origine ethnique et de niveau d'études qui sont autant de facteurs qui pourraient induire des différences de réaction. Pour ce faire nous faisons des interactions entre les différentes catégories des variables citées avec les prestations-chômage

et nos principaux résultats obtenus sont consignés dans le tableau 4.3. Nous découvrons en premier lieu qu'il existe une grande différence significative (à 1 %) dans les réactions des hommes et des femmes face aux prestations d'assurance-chômage. Tandis qu'une hausse de 1 % du montant des prestations induit une augmentation des semaines de chômage de 0,069 % chez les hommes, les femmes quant à elles passent 0,127 % de semaines-chômées supplémentaires par rapport au temps des hommes. On peut en déduire que les femmes seraient plus sensibles à une augmentation de la générosité des allocations-chômage administrées. Les détails de cette régression sont dans l'annexe B.1.

En second lieu nous considérons la caractéristique raciale et il semble que de ce point de vue il n'existe pas une hétérogénéité assez visible comme dans le genre. En effet après avoir premièrement effectué une interaction entre les prestations-chômage et toutes les catégories de race il est ressorti que même si certaines (comme les autochtones et les autres non-métissées) groupes présentent des coefficients assez différents de zéro, aucune de ces autres races ne présente une réponse à l'assurance-chômage significativement différente de celle de population blanche (annexe B.2). Connaissant la très faible proportion des autres races dans la population totale qui est majoritairement (à 84,63 %) blanche, nous avons pensé que la faiblesse des échantillons pourrait justifier la non-significativité des coefficients associés. Cela dit, nous avons fait une deuxième régression où nous opposons à la race blanche toute les autres races prises ensemble de sorte à leur offrir plus de puissance statistique en termes d'observations. Les nouveaux résultats qu'on retrouve dans le tableau 4.3 (et dans l'annexe B.3) ne permettent pas non plus de rejeter qu'il n'y a pas de différence significative dans les réponses à l'assurance-chômage des différents groupes de races.

Le troisième point d'analyse qui porte sur l'âge révèle une petite différence dans les réactions. En effet, dans la régression où nous subdivisons la population en classes de 10 ans (annexe B.5 et tableau 4.3) les individus de 35 à 44 ans réagissent un peu moins

	Genre	Race	Âge	Hispanique	Niveau d'études
Population de référence	0,0690 (0,0476)	0,110 (0,0581)	0,118* (0,0459)	0,138** (0,0464)	0,107* (0,0475)
<i>Effet additionnel</i>					
Femmes	0,128** (0,0398)				
Non-blancs		0,00895 (0,0450)			
35 à 44 ans			-0,00295* (0,00144)		
45 à 54 ans			-0,00236 (0,00271)		
55 à 65 ans			-0,00126 (0,00450)		
Hispaniques				-0,129* (0,0599)	
5 à 9 ans d'études					0,00624* (0,00310)
10 à 14 ans d'études					0,00812 (0,00411)
15 à 19 ans d'études					0,0144** (0,00521)
20 ans d'études					0,0221* (0,00949)
année	oui	oui	oui	oui	oui
États	oui	oui	oui	oui	oui
Nombre d'observations	108 993	108 993	108 993	108 993	108 993
R ² Ajusté	0,030	0,030	0,030	0,030	0,030

Écarts-type (les valeurs entre parenthèses)

* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

TABLEAU 4.3 Résultats des modèles d'interaction, caractéristiques individuelles

à l'AC (-0,003 %) que ceux de 25 à 34 ans. Dans le regroupement par intervalle de 5 ans (annexe B.4) on constate que c'est la classe de 30 à 34 ans qui réagit significativement moins que la catégorie de base (-0,005 %). Lorsqu'on mène cette analyse du point de vue de l'appartenance ethnique il apparaît une nette hétérogénéité entre les différents

groupes considérés. En effet, tandis que pour les non-hispaniques un accroissement de 1 % du revenu de chômage occasionne une augmentation de 0,138 % du nombre de semaines-chômées, les hispaniques passent quant à eux 0,129 % moins de semaines-chômées par rapport à la durée des non-hispaniques : les individus d'origine hispanique auraient une bien moins grande sensibilité à la générosité des allocations chômage (voir annexe B.6).

Enfin, le niveau d'études est la dernière caractéristique individuelle suivant laquelle nous menons notre analyse d'hétérogénéité. Sachant que le niveau d'instruction impacte significativement la décision de chômage temporaire, nous avons cherché à savoir s'il existe des classes d'individus qui se montrent plus réactifs à la générosité des prestations que les autres. C'est ainsi que nous avons constitué 5 classes de niveaux d'études et avons évalué leur sensibilité à l'assurance chômage. Nos résultats (annexe B.7 et tableau 4.3) indiquent que les personnes ayant entre 5 à 9 ans d'études et entre 10 à 14 années d'études présentent des réponses à l'assurance chômage légèrement plus grandes (quoique non significatives) que celle des individus de la classe de référence (0,5 à 4 ans d'études). Par contre les individus qui cumulent les plus longues années d'instruction présentent quant à eux des réactions significativement différentes de celle de la classe d'origine, c'est environ de 0,014 % et 0,022 % de semaines-chômées supplémentaires respectivement pour les groupes 15 à 19 ans d'études et de 20 ans d'études. Ce résultat vient de nouveau en confirmation de la théorie du capital humain qui veut que les individus investissent dans l'accroissement de leur savoir en vue d'accroître leur productivité et in fine leur revenu. D'où le fait que face à des prestations généreuses les individus les plus instruits se donnent tout le temps nécessaire pour chercher l'emploi qui valoriserait le mieux leur investissement en savoir.

4.2.2 Hétérogénéité géographique

Dans la section précédente nous avons observé les différences de réactions aux prestations-chômage suivant certaines caractéristiques propres aux individus. Nous analysons à présent comment ces effets se distribuent sur l'espace géographique américain à travers deux approches. En premier lieu nous observons cette distribution dans les 09 régions (groupes d'États) et en second lieu nous présentons un panorama des réactions des 50 États à la générosité de l'assurance.

Régions	Réponses à l'assurance-chômage
<i>Région de référence / New England</i>	0,196*** (0,0555)
Middle Atlantic	-0,0521 (0,0702)
East North Central	-0,202 (0,120)
West North Central	-0,329*** (0,0866)
South Atlantic	0,401* (0,160)
East South Central	-0,390 (0,307)
West South Central	-0,116 (0,0636)
Mountain	-0,108 (0,120)
Pacific	-0,130* (0,0562)
année	oui
États	oui
Nbr d'observations	108 993
R^2 Ajusté	0,030

Écarts-type (les valeurs entre parenthèses)

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

TABLEAU 4.4 Réponses à l'assurance-chômage selon les régions

De manière globale les résultats du tableau 4.4 (plus détaillés dans l'annexe B.8) confirment

d'une part que l'espace géographique peut expliquer significativement les variations dans les effets des allocations-chômage. Ils indiquent d'autre part qu'il se dégage une certaine hétérogénéité dans les réponses des différentes régions. En effet, on constate que relativement à la région de référence (la *New England Division*) les réponses aux allocations-chômage des autres régions sont différentes (en valeur absolue) et diversifiées (en termes de signe) mais seulement trois régions présentent des réponses significativement différentes. Par exemple dans la *West North Central Division* et la *Pacific Division*, une hausse de 1 % des allocations induit des baisses significatives de 0,329 % et de 0,130 % par rapport à la durée de chômage dans la région de base. À contrario c'est plutôt une hausse significative de 0,401 % qui est constatée dans la *South Atlantic Division*.

4.2.3 Panorama des réponses à l'assurance-chômage suivant les États

Dans le but de mieux percevoir comment les habitants des différents États réagissent à la générosité des prestations-chômage, nous avons trouvé utile de reproduire sur une carte des États-Unis les niveaux de réactions obtenus pour les divers groupes de population. En nous servant de la commande *spmap* de Stata et des coefficients de l'interaction entre la variable des prestations et celle des États, nous obtenons la figure 4.1. Une première observation globale de la carte indique l'existence d'une hétérogénéité dans les effets des allocations-chômage qui est traduite par plusieurs classes de couleurs qui représente chacune un niveau donné de réaction. Après avoir confirmé les différences de réactions aux prestations, l'autre question à laquelle nous cherchions à répondre est de savoir s'il y a des regroupements géographiques des niveaux de réaction. Autrement dit, il s'agit de savoir si la proximité de territoire pourrait induire des similitudes des effets des prestations, auquel cas on l'expliquerait peut être par des facteurs culturels ou climatiques.

À ce sujet, il semble qu'il y a de grands regroupements de niveaux de réactions puisque

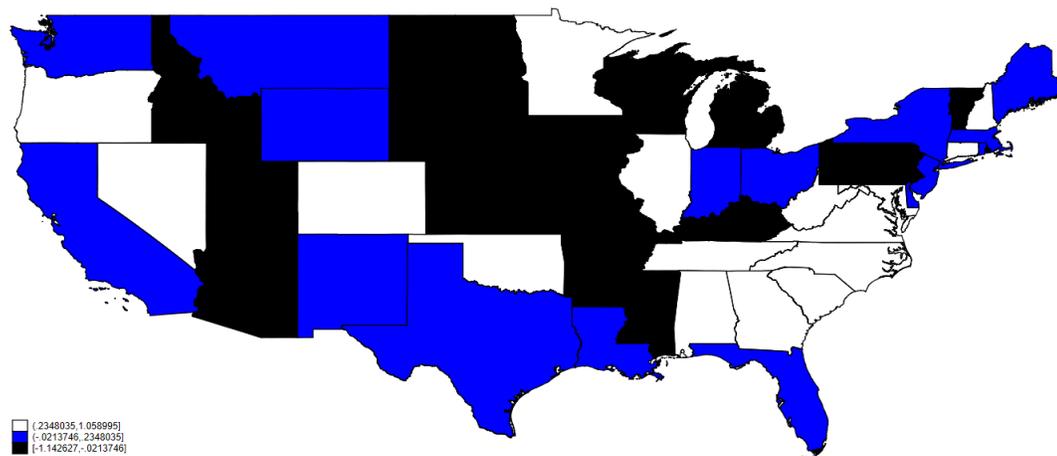


FIGURE 4.1 Répartition des niveaux de réaction à l'assurance-chômage

les couleurs tendent à former des bandes continues légèrement interrompues. Par exemple sur presque toute la partie sud et une bonne partie du nord-ouest, les habitants présentent des réponses modérées (faiblement positives) face à l'assurance-chômage tandis que la majeure partie des populations des États situés sur le bloc est ont les réponses les plus fortes. Pour certaines la hausse de générosité semble entraîner une réduction de leur durée moyenne de chômage (couleur noire) et pour d'autres c'est plutôt une hausse relativement importante de leur temps de chômage.

4.2.4 Évolution temporelle des effets de l'assurance-chômage

Après avoir observé précédemment la distribution géographique des différentes réactions aux allocations-chômage nous nous intéressons dans cette section à l'évolution temporelle des réponses des populations aux prestations dont elles ont pu bénéficier. L'idée de cette partie de notre étude a été d'essayer de déceler des évolutions subtiles dans les réponses que les individus ont pu développer à travers le temps face aux différents programmes d'aide aux chômeurs qui leur ont été administrés. Pour ce faire nous utilisons une approche qui est de faire des observations par intervalle de temps variable avec en premier lieu des fenêtres temporelles de 5 ans, ensuite des décennies puis nous

finissons par faire une observation plus globale des effets depuis 1975 jusqu'à 2019.

Les résultats (annexe B.9) de la spécification qui considère une évolution quinquennale des réponses aux prestations ne révèlent pas de différences significatives entre les autres intervalles de temps et la période de base, ce qui suggère l'existence d'une homogénéité dans le temps des réactions aux allocations-chômage. Cependant malgré la non-significativité des coefficients ceux-ci indiquent néanmoins une évolution décroissante de la valeur des réponses. En faisant l'hypothèse qu'une observation régulière à des intervalles de temps relativement rapprochés ne permet pas de percevoir des changements mineurs, nous avons procédé à un découpage du temps en décennies et l'analyse de ces dernières (4.5 et annexe B.10) donne une tout autre tendance. En effet, nous avons pu observer des différences significativement importantes dans les décennies car tandis que les réponses dans les décennies 1985-1994 et 1995-2004 sont sensiblement similaires à celle de la décennie de référence, les deux décennies suivantes présentent quant à elles des réactions significativement différentes avec une tendance baissière de plus en plus prononcée. D'après nos résultats une amélioration de la générosité de 1 % des prestations induisait dans la décennie 1975-1984 une hausse de 0,203 % du nombre total de semaines-chômées mais au cours de la décennie 2005-2014 et du quinquennat 2015-2019 on constate une baisse de plus en plus importante du temps du chômage de l'ordre de 0,154 % et 0,217 % par rapport à la période initiale. Il ressort donc qu'au fil du temps les individus ont de moins en moins été enclins à rester au chômage malgré l'amélioration progressive de la générosité des prestations.

Si l'existence d'une tendance baissière est désormais établie de manière générale, les variations mineures et subtiles quant à elles demeurent encore imperceptibles. C'est donc dans l'idée de capter ces éventuelles variations cachées que nous faisons finalement une observation des réponses aux allocations de 1975 à 2019 et pour permettre une visualisation plus claire de ces différentes évolutions dans le temps, nous les avons consignées dans la figure 4.2. Chaque point bleu représente l'effet estimé de

Décennies	Réponses aux prestations
<i>Décennie de référence</i>	0,203** (0,0646)
1985 à 1994	-0,0609 (0,0602)
1995 à 2004	-0,0883 (0,0572)
2005 à 2014	-0,154* (0,0627)
2015 à 2019	-0,217** (0,0658)
année	oui
États	oui
Nbr d'observations	108 993
R ² Ajusté	0,030

Écarts-type (les valeurs entre parenthèses)

* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

TABLEAU 4.5 Évolution temporelle des effets, par décennie

l'assurance-chômage pour l'année correspondante et les points verts représentent les intervalles de confiance pour chacun des effets estimés. Sans imposer une quelconque structure ni une certaine constance dans les décennies ou quinquennat concernant les réponses aux prestations-chômage, on constate de prime abord une grande volatilité à travers le temps et ces nombreuses variations peuvent d'une part être dues à des phases de récessions mais aussi à une simple variation aléatoire dans les données. En dépit de cette évolution en dents de scie il se dégage néanmoins et de manière visible, une nette tendance à la baisse dans les réponses des individus aux allocations chômage qui elles sont davantage généreuses avec le temps.

Une observation plus attentive de cette tendance baissière révèle encore de subtiles variations jusque là inobservées et qui à notre connaissance n'ont pas encore été mises en lumière dans la littérature économique. La baisse tendancielle que nous percevons dans les réponses aux allocations-chômage se présente en deux grandes tendances opposées

et séparées l'une de l'autre par une sorte de rupture structurelle qu'on peut situer aux alentours de la fin de la décennie 1980. En effet tandis que sur la période 1975 à 1986 les niveaux de réactions sont dans une dynamique fortement croissante, ils connaissent une baisse importante entre 1986 et 1991, année à partir de laquelle ils suivent une tendance décroissante jusqu'en 2019. Dans la phase de croissance la durée supplémentaire de chômage passe de 0,14 % en 1975 au niveau maximum de 0,34 % en 1984 puis subit un bris structurel ¹ entre de 1986 et 1989, passant de 0,32 % à 0,02 %. Après une légère augmentation pour atteindre 0,2 % en 1991, cette durée a depuis lors évolué globalement à la baisse pour atteindre 0,05 % en 2019, ce qui est très proche de la ligne-0 qui marque le seuil d'insensibilité aux prestations.

La phase d'évolution à la baisse du niveau de réaction aux prestations révèle un fait nouveau que nous appelons *décélération du temps supplémentaire de chômage* qui traduit le fait que même si les prestations généreuses induisent encore une augmentation de la durée de chômage, cette augmentation est devenue de moins en moins importante au cours des trois dernières décennies. Ce résultat ne s'inscrit pas dans la logique de la théorie selon laquelle l'administration d'assurances-chômage généreuses induit forcément un important effet désincitatif au travail du fait de l'*aléa moral*.

1. Nous avons testé la significativité de cette rupture en faisant interagir la variable des prestations-chômage et une variable binaire qui prend la valeur 0 si l'année est inférieure ou égale 1986 et 1 sinon. Les résultats de la régression indiquent que les réponses à l'assurance-chômage à partir de 1987 sont de 0,13 % inférieures à celles de la période allant jusqu'à 1986, une différence significative à 1 %.

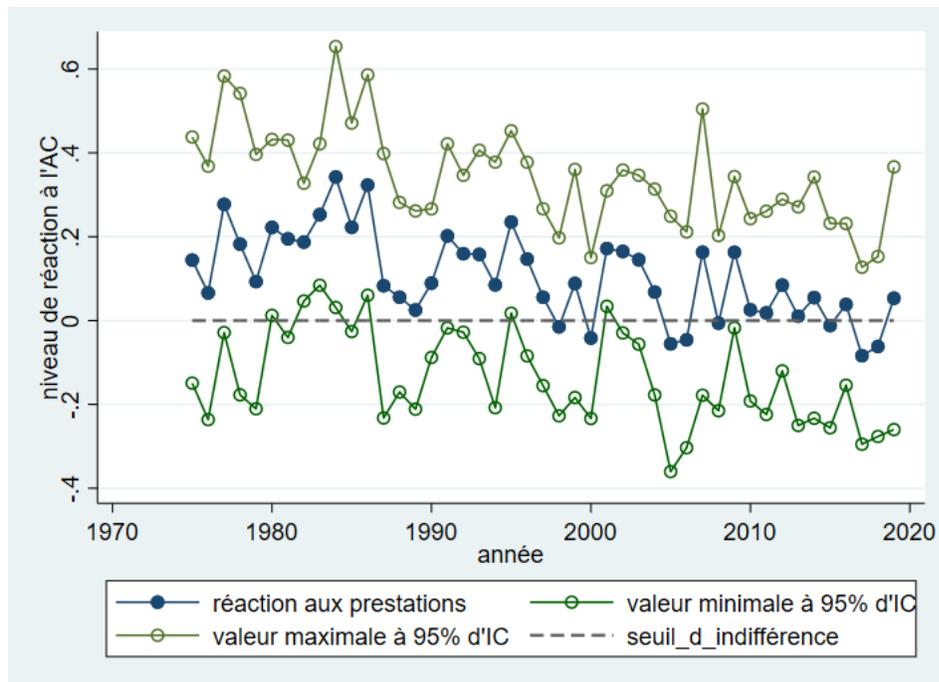


FIGURE 4.2 Évolution temporelle des effets, par année

CHAPITRE V

ROBUSTESSE

Dans toutes nos estimations passées nous avons utilisé le logarithme des allocations moyennes annuelles par État comme proxy (variable de substitution) de la générosité des prestations administrées aux individus de ces États, et cela comporte deux faiblesses. D'une part ces données souffrent probablement d'un problème d'erreurs de mesure comme c'est généralement le cas dans les données statistiques, mais cette faiblesse est mineure car les moyennes étant des données administratives elles sont généralement de bonne qualité. D'autre part nous mentionnions dans la section 3 de la méthodologie qu'une telle variable agrégée n'est pas une bonne estimation du niveau de générosité des prestations à l'échelle individuelle, ce qui pose un sérieux problème de représentativité au regard de la grande hétérogénéité de la population étudiée. Conscients que la principale variable explicative de nos modèles comporte cette faiblesse majeure qui peut entacher la qualité de nos résultats d'estimations, une étude de robustesse s'est avérée nécessaire pour juger de la stabilité des coefficients obtenus.

Pour ce faire nous avons premièrement cherché à résoudre le second problème en remplaçant la variable agrégée de prestations-chômage par une variable désagrégée et plus adaptée à l'échelle individuelle : il s'agit de *incunemp* qui représente une auto-déclaration par les bénéficiaires eux-mêmes du montant global d'allocation qu'ils auraient reçu. Étonnamment, bien que cette variable soit désagrégée et semble refléter le

bon niveau de générosité des prestations, les résultats des régressions avec ces données semblent ne suivre aucune logique et ne se prêtent donc pas à une quelconque interprétation. Nous pensons que deux facteurs peuvent expliquer cela : un important problème d'erreurs de mesures des données (issues d'auto-déclaration) et l'existence d'un fort probable problème d'endogénéité. Face à ces différents éléments nous pensons que la régression avec variables instrumentales (*IV-regression*) s'impose comme une solution pouvant à la fois résoudre la question d'endogénéité et tout en réduisant l'impact des erreurs de mesure. Ainsi, nous utilisons finalement la variable désagrégée comme variable explicative endogène mais dont nous corrigeons les insuffisances avec les prestations moyennes annuelles comme instrument. Nous pensons que le niveau de générosité de l'allocation-chômage estimé par l'État est un bon instrument non seulement parce qu'il comporte moins d'erreurs de mesure (puisque publié par des institutions statistiques) mais aussi et surtout parce qu'il est une assez bonne approximation du niveau de prestations que reçoivent les individus. Il existe en réalité une forte liaison entre ces deux variables car nos estimations des doubles moindres carrés (2SLS) indiquent un coefficient de corrélation de 0,6331, ce qui en fait l'un des meilleurs instruments le plus couramment utilisé dans la littérature sur le sujet du chômage.

5.1 Robustesse des résultats de l'effet global des prestations-chômage

Les résultats de l'estimation avec variable instrumentale des modèles simples (sans interactions) sont présentés dans cette section. La spécification (3.1) qui représente les modèles simples demeure la même pour les nouveaux modèles simples avec variable instrumentale ajoutée. L'échantillon utilisé pour les régressions instrumentales est de taille réduite à cause de la perte des observations de 1975 à 1986, une période sans données pour la variable endogène *incunemp*. Pour une meilleure analyse du comportement de nos coefficients nous avons en plus des spécifications simples avec instrument, refait une régression par les moindres carrés ordinaires (OLS) en utilisant le nouvel sous-

échantillon de taille réduite. Le tableau 5.1 consigne les différents résultats obtenus pour les variables quantitatives et l'annexe C.1 donne ceux des variables qualitatives.

	Contrôle A	Contrôle B	Contrôle C	Contrôle D	OLS
AC déclarée	0,0535 (0,115)	0,217 (0,123)	0,0672 (0,120)	0,207 (0,122)	
âge	0,00446*** (0,000422)	0,00687*** (0,000317)	0,00469*** (0,000364)	0,00684*** (0,000315)	0,00478*** (0,000307)
années d'éducation	-0,00336 (0,00352)	0,0199*** (0,00220)	-0,000866 (0,00260)	0,0197*** (0,0217)	0,000233 (0,00175)
revenu personnel		-0,421*** (0,0527)			
revenu salarial			-0,0438* (0,0205)		-0,0315*** (0,00544)
revenu personnel net				-0,409*** (0,0512)	
prestation moyenne d'AC					0,0425 (0,0763)
année	oui	oui	oui	oui	oui
États	oui	oui	oui	oui	oui
Nbr d'observations	68 911	68 911	68 911	68 911	68 911

Écarts-type (les valeurs entre parenthèses)

* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

TABLEAU 5.1 Modèles simples avec variable instrumentale, variables quantitatives

La première ligne du tableau représente l'effet de l'assurance-chômage auto-déclarée sur la durée de chômage et indique de fortes similitudes avec les résultats obtenus en utilisant les prestations moyennes annuelles (première ligne du tableau 4.1), sauf que ces nouveaux coefficients sont moins souvent significatifs. Cette non-significativité peut être expliquée par deux facteurs au moins : d'une part la perte des données avant 1987 qui a induit un élargissement des écarts-types et d'autre part il y a une perte de puissance statistique du fait de l'utilisation d'instrument qui par définition ne représente qu'une certaine partie de la variation de la variable dépendante. Par ailleurs on constate dans le tableau 5.1 que les effets issus des *IV-regressions* sont un peu plus grands que

ceux donnés par la régression OLS qui non seulement est sensible à la réduction de l'échantillon mais qui souffre aussi d'une erreur de mesure qui pourrait biaiser les coefficients vers 0. Malgré tout, on observe juste une faible différence entre l'effet des allocations auto-déclarées (qui est de 0,0672 pour notre contrôle-C) et l'effet des prestations moyennes d'assurance-chômage qui est de 0,0425 pour l'estimation OLS.

Abstraction faite de la significativité moindre des coefficients des *IV-regressions* nous pouvons conclure que les résultats des régressions simples sans interactions (tableau 4.1) sont robustes.

5.2 Robustesse des résultats d'hétérogénéité

Dans la section précédente l'usage des prestations moyennes annuelles comme instrument pour la variable assurance-chômage auto-déclarée avait suffi à résoudre les deux principaux problèmes que sont les erreurs de mesure et l'endogénéité. Dans la présente section où nous analysons la robustesse de nombreux facteurs d'hétérogénéité qui comprennent chacun plusieurs modalités, l'usage de plusieurs instruments s'avère très utile pour appréhender les spécificités de chaque groupe. Par exemple dans le cas du genre nous avons trouvé dans les estimations sans instruments que les femmes ont un plus grand coefficient de réponse à l'assurance-chômage que les hommes, mais on pourrait encore se poser la question de savoir si c'est parce que celles-ci réagissent davantage au niveau de générosité des prestations-chômage par rapport aux hommes ou si c'est parce qu'elles perçoivent des montants plus ou moins élevés d'allocations. Par ailleurs, on pourrait aussi se dire que les prestations moyennes annuelles utilisées pour capter la générosité des prestations est peut être une meilleure approximation du niveau de prestation accordée aux hommes mais une moins bonne approximation de ce que perçoivent réellement les femmes. Ainsi, la différence de coefficients des hommes et des femmes pourrait être juste artificielle et ne pas traduire une réelle différence de réponses entre ces deux catégories de genre. Alors pour éviter ce problème il devient pertinent

d'utiliser des instruments spécifiques aux hommes et aux femmes.

De manière pratique en utilisant les allocations auto-déclarées comme variable explicative endogène, le croisement de celle-ci avec la variable de genre pour le calcul d'hétérogénéité donnera lieu à deux nouvelles variables d'interaction elles aussi endogènes. Ces dernières auront pour instruments leurs équivalents issus de l'interaction entre la variable instrumentale (prestations moyennes annuelles) et les groupes d'hommes et de femmes. En terme de spécification, l'équation 3.2 est conservée mais se voit rajoutée un terme d'interaction supplémentaire entre la variable instrumentale et la variable genre. Pour le reste des sources d'hétérogénéité que sont la race, le niveau d'études, l'âge, l'origine ethnique, l'État, la région et la période, nous avons utilisé la même procédure d'instrumentation qu'avec le genre. Ainsi les équations 3.3, 3.4, 3.5, 3.6, 3.7 et 3.8 sont reconduites mais avec chacune des termes supplémentaires d'interaction.

5.2.1 Robustesse des coefficients sur les caractéristiques individuelles

Le tableau 5.2 contient les coefficients des régressions avec variables instrumentales portant sur les réponses à l'AC, relativement aux caractéristiques individuelles. Ces valeurs sont comparées aux coefficients issus des régressions OLS (4.3) dont nous analysons la robustesse ou la stabilité.

Dans le tableau 5.2 le coefficient de réponse des hommes est 0,0312 et l'effet supplémentaire pour les femmes est de 0,0955 ; ce qui est très proche des valeurs 0,0690 et 0,128 du OLS. Ces nouveaux coefficients ne sont pas significatifs même jusqu'au seuil de 5 % car les écarts-types de ces derniers sont plus élevés (probablement à cause de réduction de la taille de l'échantillon), mais les coefficients demeurent similaires à ceux du OLS. En plus de cela un test prouve que la différence entre les deux réponses est relativement significative (annexe C.2), ce qui indique une grande robustesse de nos résultats sur les réactions des femmes et hommes face à la générosité des prestations. On

peut donc confirmer que les femmes sont beaucoup plus sensibles à la hausse de générosité des allocations-chômage et passent ainsi plus de temps au chômage. Les résultats sur l'hétérogénéité dans les races sont eux aussi assez robustes. Même en introduisant les variables instrumentales dans la régression où les races sont individuellement comparées à la race blanche (annexe C.3) et dans celle où les autres races forment une seule classe face à la race de référence (tableau 5.2), les résultats demeurent similaires à ceux obtenus dans les régressions OLS initiales. Les nouveaux coefficients indiquent eux aussi une très faible différence (0,0261) non significative dans la réponse à l'AC des autres races par rapport à celle (0,0450) de la race de référence ; des valeurs très proches des 0,00895 et 0,110 données par le OLS. Cela conforte alors l'idée selon laquelle la caractéristique raciale ne permet pas de différencier les réponses des individus face à la générosité des allocations-chômage.

Quant au critère d'âge, la troisième colonne du tableau 5.2 indique qu'il n'y a pas de différences significatives dans les réponses des divers groupes d'âge par rapport à celle du groupe de base qui est de 0,0697 (également proche du 0,118 du OLS). Par ailleurs les coefficients relatifs à l'origine hispanique sont eux aussi stables puisque la nouvelle valeur pour les non hispaniques est de 0,0924 (0,138 dans le OLS) et les personnes hispaniques demeurent moins réactives à l'AC avec un coefficient toujours négatif (-0,101) et presque équivalent à la valeur -0,129 trouvée dans le OLS. Enfin, les valeurs de la dernière colonne du tableau 5.2 présentent les réponses à l'AC selon les niveaux d'études et ces coefficients confirment la robustesse de résultats OLS. Le groupe de référence affiche une réponse de 0,0641 proche du 0,107 de la régression initiale et les effets supplémentaires pour les autres groupes sont eux aussi similaires à ceux qu'on trouve dans le OLS. Les deux derniers groupes d'individus cumulant les plus grands nombres d'années d'études sont ceux là qui présentent les grandes réactions positives à une allocation-chômage plus généreuse, confirmant ainsi la tendance que nous avons dégagée dans nos résultats principaux.

	Genre	Race	Âge	Hispanique	Niveau d'études
Population de référence	0,0312 (0,114)	0,0450 (0,136)	0,0697 (0,120)	0,0924 (0,122)	0,0641 (0,120)
<i>Effet additionnel</i>					
Femmes	0,0955 (0,0527)				
Non-blancs		0,0261 (0,0713)			
35 à 44 ans			-0,00333 (0,00203)		
45 à 54 ans			-0,00458 (0,00393)		
55 à 65 ans			-0,00469 (0,00580)		
Hispaniques				-0,101 (0,0547)	
5 à 9 ans d'études					0,00414 (0,00518)
10 à 14 ans d'études					0,00162 (0,00610)
15 à 19 ans d'études					0,00484 (0,00748)
20 ans d'études					0,0114 (0,0109)
année États	oui oui	oui oui	oui oui	oui oui	oui oui
Nombre d'observations	68 911	68 911	68 911	68 911	68 911

Écarts-type (les valeurs entre parenthèses)

* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

TABLEAU 5.2 Effets selon les caractéristiques individuelles, IV regressions

5.2.2 Robustesse des coefficients sur les régions

Nous analysons ici la stabilité des coefficients de la distribution des effets selon les 09 régions (groupes d'États)

Régions	Réponses à l'assurance-chômage
<i>Région de référence / New England</i>	-0,262 (0,237)
Middle Atlantic	0,476 (0,288)
East North Central	0,405 (0,213)
West North Central	0,164 (0,234)
South Atlantic	0,638* (0,282)
East South Central	0,0844 (0,327)
West South Central	0,0354 (0,228)
Mountain	0,344 (0,199)
Pacific	0,358 (0,189)
année	oui
États	oui
Nbr d'observations	68 911

Écarts-type (les valeurs entre parenthèses)

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

TABLEAU 5.3 Réponses à l'assurance-chômage selon les régions, IV regressions

Si jusqu'à présent nos analyses de robustesse ont toujours révélé une grande stabilité de nos résultats, c'est moins le cas avec les coefficients des diverses régions étudiées. En effet, la spécification avec variables instrumentales (5.3) donne des résultats différents de ceux du modèle OLS initial (4.4). Tandis que le modèle de base indique 0,196 comme réponse à l'assurance-chômage de la région de référence, cette valeur est de -0,262 dans la *IV regression*. Ces différences en signe et en valeur absolue sont observées sur le reste des coefficients des autres régions. Cela pourrait s'expliquer par les écart-types assez importants qui permettent aux valeurs observées d'être assez éloignées des valeurs moyennes réelles. Il existe néanmoins une certaine stabilité des résultats puisque par exemple la *South Atlantic Division* demeure dans les deux

spécifications, la région qui présente la plus forte réponse à l'assurance-chômage. Cependant, la différence apparente des résultats des régressions IV et OLS nous empêche de clairement trancher sur l'existence ou non d'une hétérogénéité dans les réponses à l'assurance-chômage des différentes régions des États Unis.

5.2.3 Robustesse des résultats dans la dimension temporelle

Nous analysons ici la stabilité des réponses à l'assurance-chômage dans le temps avec d'une part l'observation sur des fenêtres temporelles de 5 ans, ensuite sur des intervalles de 10 ans et enfin de manière continue sur la période 1987 à 2019.

L'annexe C.4 donne les coefficients sur les périodes de 5 ans et ceux-ci sont très similaires à ceux de la régression OLS (annexe B.9). D'abord la réponse pour la période de base est 0,1 dans la spécification avec variables instrumentales, ce qui est voisin du 0,139 du modèle initial. Les tendances sont également respectées puisqu'on observe dans un premier temps une hausse de la valeur des réponses dans la première période après le quinquennat de base et il s'en suit une diminution de plus en plus importante dans les périodes suivantes. La spécification *IV regression* qui prend en compte les périodes décennales (5.4) présente elle aussi des résultats cohérents avec ceux du modèle OLS (4.5) et on note 0,12 et 0,203 comme réponses au cours des décennies de base, respectivement dans les deux modèles. L'évolutions des réponses dans le reste des périodes est elle aussi similaire et présente une tendance baissière de plus en plus prononcée au fil des décennies avec -0,051 (-0,06); -0,125 (-0,09) et -0,127 (-0,154) comme coefficients du modèle avec instruments (du OLS initial). Toutes ces similitudes non seulement dans les tendances mais aussi dans les valeurs elles-mêmes, confirment la stabilité des coefficients.

Enfin, une représentation graphique des évolutions annuelles (de 1987 à 2019) des réponses aux allocations-chômage nous permet de constater visuellement la baisse ten-

Décennies	Réponses aux prestations
<i>Décennie de référence</i>	0,120 (0,144)
1997 à 2006	-0,0509 (0,0567)
2007 à 2016	-0,125 (0,0812)
2016 à 2019	-0,127 (0,0986)
année	oui
États	oui
Nbr d'observations	68 911
R^2 Ajusté	0,030

Écarts-type (les valeurs entre parenthèses)

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

TABLEAU 5.4 Évolution décennale des effets, IV regressions

dancielle déjà observée dans les tableaux. Dans la figure 5.1 obtenue par variables instrumentales, on peut constater que les niveaux de réponses sur la période 1987-2002 se situent principalement au dessus de la ligne-0 précisément entre 0,11 et 0,21, elles fluctuent ensuite étroitement autour d'elle entre 2003 et 2015 pour finalement s'y confondre de 2016 à 2019. Cela suggère donc qu'au cours de ces dernières années les individus n'ont pas réagi (ou ont très peu réagi) aux prestations-chômage. Cette conclusion est aussi qui se dégageait de l'analyse du graphique OLS (4.2).

Cela vient confirmer une assez forte robustesse de notre principal résultat de recherche qui est que malgré la générosité croissante de l'assurance-chômage, les réponses des individus à celle-ci ont diminué progressivement au fil des années et de manière drastique à partir d'une certaine période que l'on situe à la fin de la décennie 1980. Corroborant ainsi ce que nous avons appelé *décélération du temps supplémentaire de chômage*.

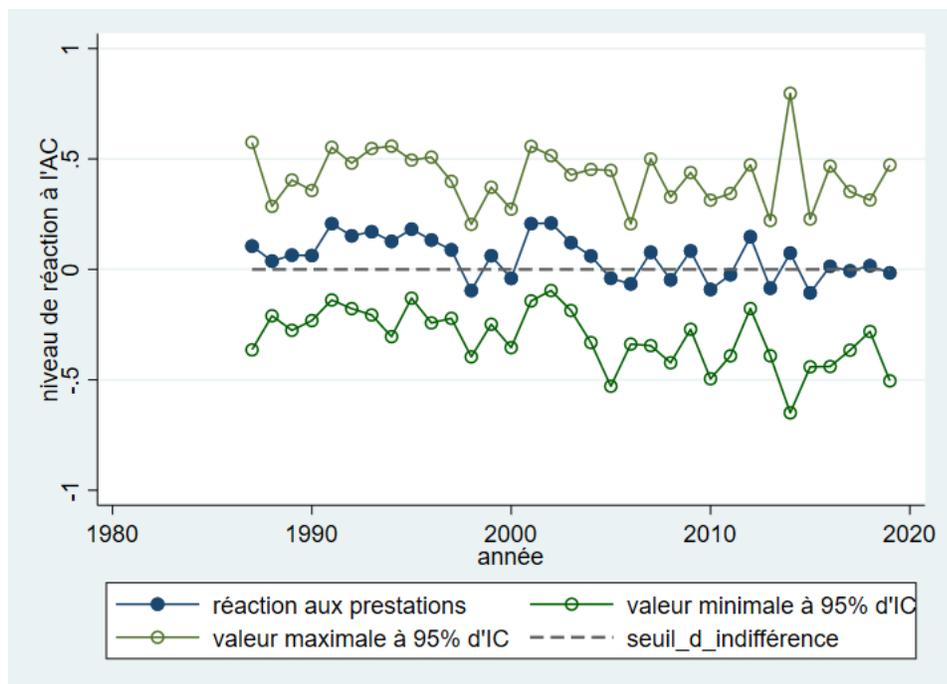


FIGURE 5.1 Évolution temporelle des effets, par année, instruments

CHAPITRE VI

SYNTHÈSE ET IMPLICATION DES PRINCIPAUX RÉSULTATS

Nous avons à travers ce travail, cherché à répondre à deux principales questions : celle de savoir d'une part si la hausse de la générosité des allocations-chômage induit une augmentation ou une baisse de la durée de chômage et celle de savoir d'autre part, comment s'exprime cette réponse à l'assurance-chômage dans les diverses classes d'individus, les différents espaces géographiques ou encore au cours de certaines périodes. Dans cette section nous présentons successivement les grandes lignes de nos principaux résultats, les probables phénomènes socio-économiques qui pourraient les sous-tendre, et enfin nous énonçons quelques implications de politiques sociales et économiques suggérées par nos résultats.

6.1 Synthèse des résultats

Nos résultats se scindent en grandes parties, l'une portant sur les "modèles simples" qui ont permis de capter le pouvoir explicatif de certains facteurs socio-économiques sur la durée de chômage et l'autre analysant les variations des réactions aux prestations-chômage. Quant au premier volet, il ressort premièrement que la durée de chômage est rallongée quand il y a augmentation du niveau de générosité des prestations et aussi que les personnes âgées passent davantage de temps en situation de chômage que les plus jeunes. C'est également la même remarque en considérant le niveau d'éducation puisque les individus cumulant le plus grand nombre d'années études sont ceux-là

qui présentent les plus longues durées de chômage par rapport aux moins instruits. À contrario, il nous a été donné de constater que le temps de chômage des individus est d'autant plus réduit que leur niveau de revenu est élevé, soit-il un revenu salarial ou de source différente.

Du point de vue social, on retient en premier lieu que la gente féminine est de manière générale plus longtemps exposée au chômage que celle masculine. Ce constat n'est cependant pas toujours vrai si l'on prend en considération le facteur "origine de richesse ou de revenu". En effet, c'est seulement dans la population des personnes salariées que les femmes restent plus longtemps au chômage mais en considérant la situation où la richesse des individus n'est pas d'origine salariale, elles passent 12 % moins de temps au chômage que les hommes. En second lieu il ressort que les individus de race noire sont ceux qui en général passent significativement plus de temps au chômage que ceux de race blanche tandis que dans la population salariée, les personnes d'origine hispanique sont plus longtemps exposées au chômage que les personnes non hispaniques. Sur le plan géographique, on constate que la longueur de la durée de chômage varie significativement d'une région à l'autre avec par exemple la *South Atlantic Division* qui a sa population qui passe 24,1 % plus de semaines au chômage que les habitants de la *New England Division*.

Le second volet de nos résultats qui porte sur les différentes réponses aux prestations d'assurance-chômage, nous apprend également beaucoup de choses. D'une part il révèle que les femmes ont nettement une plus grande sensibilité à la hausse de la générosité des allocations-chômage, celles-ci passent significativement plus de temps en situation de chômage que les hommes lorsque le niveau de prestation augmente. Par contre nous découvrons que les différences raciales n'expliquent pas significativement les dissimilarités dans les réactions aux prestations-chômage, pas plus que les diversités de classes d'âge n'expliquent ces différences de sensibilité. D'autre part, il se dégage une assez grande hétérogénéité dans les réponses lorsqu'on considère les dif-

férents autres facteurs. D'abord nous remarquons que les personnes hispaniques sont légèrement moins sensibles à la générosité des prestations que les individus non hispaniques. Ensuite les classes les plus éduquées, notamment celles ayant entre 15 et 20 ans d'années d'études, sont plus sensibles aux prestations généreuses et passent davantage de temps au chômage.

Le facteur géographique explique lui aussi les différences de réponses puisque lorsqu'il y a hausse du niveau de prestation les habitants de certaines régions comme la *West North Central Division* et la *Pacific Division* restent moins longtemps au chômage que les habitants de *New England Division* qui à leur tour ont un niveau de réponse plus faible relativement à celui de la population de la *South Atlantic Division*. Enfin, nos résultats font ressortir une nette diminution dans le temps des réponses des individus face à la générosité grandissante des allocations-chômage qu'ils reçoivent. Depuis les années 1975, la réponse positive des individus à la hausse du niveau de prestation a évolué en dents de scie mais avec une claire tendance baissière qui s'est par ailleurs accentuée à la fin de la décennie 1980, en 1989 plus précisément.

6.2 Explication des résultats

Nos résultats nous ont permis de constater qu'il existe des différences plus ou moins grandes dans les durées de chômage selon certaines caractéristiques sociales, économiques, géographiques ou temporelles. Par ailleurs nous avons pu prendre connaissance de la grande hétérogénéité qui existe dans les réponses des individus face à la générosité croissante des prestations, des différences de sensibilité qu'on observe suivant presque les mêmes facteurs précédemment mentionnés. Si les outils économétriques nous ont permis de percevoir et quantifier plus facilement ces différentes réalités, leur explication claire et précise demeure cependant un exercice beaucoup moins évident à réussir d'autant plus que les phénomènes socio-économiques (et autres) qui les sous-tendent sont difficiles à appréhender. Cependant, nous croyons néanmoins qu'il reste utile de

proposer quelques pistes de réponse. Nous nous intéresserons spécifiquement à la situation féminine et à l'évolution temporelle des réponses à l'allocation chômage, qui sont nos deux principaux résultats. Quelles sont les raisons qui pourraient justifier la plus grande exposition de la gente féminine au chômage et sa plus grande sensibilité aux allocations ? Les facteurs sont multiples mais nous énumérons quelques hypothèses explicatives tirées de l'analyse de [Maruani \(1996\)](#), une sociologue spécialiste de l'emploi féminin.

Premièrement il y a une sorte d'acceptation sociale de voir une femme au chômage, une tolérance qui pourrait tirer ses racines dans le très vieux cliché social qui veut que l'homme soit celui qui pourvoit aux besoins familiaux par son travail et la femme étant celle qui s'occupe plus du bien être du ménage. Même si cette vision sociétale est beaucoup moins répandue de nos jours, elle pourrait encore expliquer le fait que le sur-chômage féminin n'a jamais été considéré comme un problème social. L'incidence directe de cela est que les décideurs publics subissent beaucoup moins de pressions pour l'amélioration d'une telle situation. Ensuite, malgré que la maternité tienne une place dans le chômage des femmes, il y aurait surtout un problème de discrimination contre les femmes sur le marché du travail de sorte qu'à diplôme égale, les recruteurs soient plus enclins à accorder plus de valeur aux compétences acquises pour le genre masculin. Un autre facteur explicatif serait l'existence du phénomène de polarisation des emplois qui fait qu'il s'est développée une sursaturation par les femmes, de certains métiers jugés féminins. Cela a fini par réduire drastiquement les possibilités d'emploi du fait de la rude concurrence que les femmes elles-mêmes se livrent.

On établit par ailleurs une étroite relation entre l'instabilité de la situation de travail des femmes et leur fort taux de chômage. En effet, du fait des nombreux autres facteurs qui pénalisent les femmes sur le marché du travail, ces dernières seraient généralement réduites à accepter des emplois de courte durée ou à durée incertaine, toutes choses qui entraînent une grande précarité et une plus grande probabilité de se retrouver en si-

tuation de chômage. Tous les facteurs que nous avons énumérés ne constituent qu'une mince part des nombreux phénomènes qui ont induit le sur-chômage de la gente féminine, mais en plus de cela ces mêmes éléments pourraient expliquer la forte sensibilité des femmes à la générosité des prestations d'assurance que nos résultats ont révélée. Par exemple, la grande précarité des emplois qu'occupent les femmes peut fortement les inciter dans un contexte d'allocations généreuses, à s'accorder plus de temps de recherche d'emploi en vue de trouver les meilleurs postes qui correspondent à leur compétences et qui seraient à la fois beaucoup plus durables. Après avoir tenté une explication du chômage féminin, il nous reste à comprendre la diminution tendancielle du niveau de réponse à l'assurance chômage.

Notre travail a révélé que les prestations-chômage, malgré leur générosité croissante, ont de moins en moins une incidence positive sur la longueur de la durée de chômage des personnes bénéficiaires. Ce résultat est contre-intuitif et quelque peu en déphasage avec une des théories fondamentales du courant néo-classique sur laquelle s'appuient d'ailleurs les politiques de resserrement des allocations-chômage. Cette dernière stipule que l'augmentation du niveau des prestations-chômage entraîne une hausse progressive du salaire de réserve et aussi une diminution de l'effort de recherche des individus qui, voyant par ailleurs la réduction du gain relatif de leur retour au travail préfèrent rester plus longtemps au chômage. C'est ainsi que les modèles classiques de recherche d'emploi prédisent en général une hausse du temps de chômage si les prestations sont davantage bonifiées, ce que nous constatons aussi dans nos résultats mais dans une amplitude de moins en moins grande. Comment pourrait-on alors expliquer cette baisse tendancielle du niveau de réponse aux allocations pourtant de plus en plus généreuses ? Il est bien difficile de répondre avec certitude aux causes réelles d'un phénomène si complexe et qui en plus vient d'être découvert récemment. Cela dit, les lignes qui suivent ne sont qu'une esquisse d'explication de sorte à éclairer de futures recherches approfondies. Nous formulons alors une réponse et nous la fondons sur deux postulats : un

changement dans les motivations réelles du travail et des changements structurels du marché du travail.

En premier lieu nous basons notre explication sur les mécanismes mis en lumière par [Chetty \(2008\)](#) qui a montré que 60 % de l'augmentation de la durée de chômage causée par les prestations d'AC est due à un *effet de liquidité*¹ plutôt qu'à un aléa moral. Cet aléa moral est causé par un effet de substitution du travail par le loisir dont le coût relatif (coût d'opportunité) serait réduit par le revenu d'allocation. L'auteur fait aussi remarquer que la majeure partie des chômeurs ont des liquidités très limitées avec une consommation excessivement sensible à la liquidité disponible en caisse. Ainsi une première explication serait que l'accroissement considérable du niveau global de richesse des individus (voir les figures [A.1](#) et [A.4](#)) a amélioré leur liquidité et leur consommation pendant le chômage, ce qui réduit leur pression à devoir trouver un emploi rapidement. Une seconde raison serait une diminution de la propension à substituer le loisir au travail (malgré que le coût relatif du premier soit davantage réduit ou "subventionné") grâce à des motivations non monétaires pour travail qui réduiraient l'intérêt que les individus accordaient au "loisir non productif" (que fustigeait [Gruber \(2007\)](#), p. 395).

Cette hypothèse a été avancée par la co-lauréate du Nobel d'Économie 2019 Esther Duflor lors d'une web-conférence en septembre 2021 (<https://www.fss.ulaval.ca/evenements/esther-duflo-conference>) où elle faisait remarquer que le *CARES ACT* a servi à consolider d'une part la nouvelle thèse d'un faible effet désincitatif (qui devrait être à son maximum vu le niveau historique des prestations et du contexte de crise sanitaire) mais aussi à renforcer l'idée d'une grande influence des motivations non monétaires du retour au travail.

1. *L'effet de liquidité* est un terme utilisé par l'auteur pour désigner le fait que les agents disposant de liquidité limitée et ayant une consommation excessivement sensible à celle-ci, ont tendance à rester plus longtemps au chômage suite à une hausse de leur niveau de liquidité et de leur consommation grâce aux allocations. C'est l'effet que peut avoir une allocation temporaire de revenu (accroissement du revenu transitoire) sur le comportement de consommation et de recherche d'emploi d'un individu en situation de chômage.

Outre ces deux possibles facteurs, nous pensons que les changements observés pourrait être également dus à une transformation profonde et subtile de la structure même du marché du travail qui réduit l'optimisme des travailleurs à trouver de meilleures offres quelque soit leur délai d'attente ou de recherche. En effet, les évolutions récentes des technologies de production et des préférences d'emploi des travailleurs ont d'une part occasionné l'apparition de pouvoir de marché pour certains employeurs (qui ont grâce à leur avantage technologique éliminé la concurrence) et d'autres part une grande polarisation des emplois disponibles. En l'absence de concurrents sérieux les monopoleurs ont le pouvoir de décider unilatéralement des niveaux de salaire indépendamment des attentes de leurs employés, une hypothèse que confirment [Azar et al. \(2022\)](#) qui ont estimé le niveau de "concentration de marché" pour les professions locales (américaines) les plus fréquentes et ont révélé l'existence d'importantes concentrations qui causent une baisse des salaires. [Benmelech et al. \(2022\)](#) trouvent des résultats similaires et découvrent en plus que dans le contexte d'un faible taux de syndicalisation l'accroissement des salaires est d'autant moins importante que la concentration des employeurs est élevée. Les auteurs font par ailleurs le constat d'une augmentation de la concentration du marché du travail au fil du temps, ce qui soutient notre argument sur l'existence de changements structurels sur ce marché et qui pourraient expliquer nos résultats.

6.3 Implications de politiques socio-économique

Nous convenons avec [Chetty \(2008\)](#) que l'un des résultats empiriques classiques en matière de finances publiques est que les programmes d'assurance sociale tels que l'assurance-chômage (AC) réduisent l'offre de travail ([Moffitt \(1985\)](#), [Meyer \(1988\)](#)). Si ce constat n'est pas erroné (nos résultats le confirment d'ailleurs), les interprétations qui en découlent semblent en général négliger la profondeur des phénomènes qui le sous-tendent. Il s'est alors installé dans les esprits, malheureusement même dans celui des décideurs publics, l'évidence d'un effet dés-incitatif au travail du fait des

programmes de protection sociale généreux. C'est ainsi que le président Emmanuel Macron rappelait récemment au peuple français sa ferme intention de ne pas augmenter le revenu de solidarité active (RSA) ni de l'étendre aux plus jeunes car selon lui : «plus on augmente de manière unilatérale tous nos minima sociaux (on ne les rebaisse jamais après) plus on rend difficile le retour à l'activité. *C'est ce que l'on a constaté*». Ce "constat" serait donc qu'une plus grande générosité des aides sociales encouragerait davantage d'individus à rester au chômage ou à ne pas rechercher activement de l'emploi, c'est la *trappe à inactivité* ([Alternatives Economique, 2020](#)).

Ce raisonnement du président français est bien représentatif de celui de bon nombre de décideurs publiques et expose plus clairement la conception réelle des politiques publiques d'assistance, qui est logique au regard de certaines hypothèses comportementales ou de certains modèles de recherche d'emploi basés sur des théories économiques (néo-classiques) assez convaincantes. Bien qu'il soit intuitivement légitime de s'inquiéter de trop donner aux pauvres (qui risquent de s'en contenter au détriment du travail), il est cependant socialement désavantageux et dangereux de prendre de telles hypothèses pour des vérités établies sans les éprouver empiriquement. Notre présent travail indique par exemple que bien que les durées de chômage n'aient pas beaucoup diminué depuis 1975, les chômeurs ont de moins en moins réagi à l'AC (surtout durant les trois dernières décennies) malgré la générosité croissante des prestations. Autrement dit, les individus sont restés au chômage de moins en moins longtemps malgré que les montant des allocations leur donnaient plus de raisons de rester oisifs, ce qui corrobore moins l'hypothèse de *trappe à inactivité*. Quelques chercheurs avant nous ont également trouvé ces résultats inattendus. [Briard et Sautory \(2012\)](#) ne trouvent pas eux aussi une désincitation au travail par le RSA dont par ailleurs le pouvoir ré-incitatif au travail (attendu) n'est pas significatif (sinon seulement pour les mères isolées ayant de jeunes enfants) d'après [Simonnet et Danzin \(2014\)](#).

Nos présents résultats qui ont considéré la réaction des individus en "situation nor-

male" depuis 1975 sont un complément parfait de ceux de [Altonji et al. \(2020\)](#) qui n'ont considéré que les réponses dans un contexte de grande crise. En effet comme on peut le percevoir dans le bout de la figure 5.1, les réponses semblent nulles en 2019 et [Altonji et al. \(2020\)](#) nous confirment que même dans des situations aussi extrêmes que la récente crise mondiale de 2020, les individus conservent un comportement de faible sensibilité aux prestations. À ce sujet les auteurs affirment d'une part que *«l'expansion des taux de remplacement de l'assurance-chômage n'a pas augmenté les licenciements au début de la pandémie ni découragé les travailleurs de reprendre leur emploi au fil du temps»* et rajoutent finalement que *«... nous ne trouvons pas de preuves permettant d'étayer les préoccupations relatives aux effets négatifs sur l'offre globale de travail d'une générosité accrue de l'assurance-chômage dans le contexte de la pandémie actuelle.»* Les études précédemment citées, le récent travail de [Altonji et al. \(2020\)](#) sur les réponses en période de crise et nos actuels résultats s'accordent tous à prouver l'existence de changements majeurs sur le marché du travail et/ou dans le comportement des travailleurs comme le témoigne la diminution progressive de la réactivité à l'assurance chômage dans le temps. Ce phénomène majeur sur le marché du travail n'a pas encore d'explications solides et les réponses servies dans ce mémoire ne sont que des hypothèses, d'où l'intérêt que de futures recherches approfondies soient orientées sur cette question.

En partant du constat qu'il existe parfois un déphasage entre certaines théories (*trappe à inactivité*) et la réalité qui peut induire des politiques inadaptées et contre-productives, la principale recommandation de notre étude serait que les décideurs mais aussi et surtout les chercheurs (économistes) actualisent les théories (qui peuvent parfois devenir obsolètes et irréalistes) et privilégient désormais les travaux empiriques qui ont l'avantage d'être fondés sur la réalité. Eve-Lyne Couturier, chercheuse à l'Institut de recherche et d'informations socio-économiques (IRIS) le résume si bien en affirmant : *«... ce ne sont pas seulement les grandes théories qui sont intéressantes en économie,*

mais aussi la pratique sur le terrain, de faire des expériences qui ont des effets directs chez les gens et qui réduisent la pauvreté.» (Le Devoir, 2019).

CHAPITRE VII

CONCLUSION

Notre étude s'est intéressée à la relation entre la générosité des prestations-chômage et la durée de temps passée au chômage. Elle a plus spécifiquement cherché à comprendre comment les réponses aux allocations peuvent varier dépendamment du contexte social et financier des individus, de leur États ou région de résidence et surtout nous avons cherché à déceler la dynamique d'évolution (temporelle) des réactions aux incitations financières comme l'assurance-chômage. Notre cadre d'analyse a été construit sur le contexte américain comme espace d'étude car les États-Unis sont riches d'une population des plus hétérogènes au monde en plus du fait que les politiques de mesures sociales y sont décidées de manière autonome et indépendante suivant les réalités de chaque État. Cette grande diversité favorise les analyses d'hétérogénéité comme c'est le but de notre présente recherche. Sur la base des informations de l'enquête sur la population active américaine (*Current Population Survey*) et des données fournies par *Department of Labor* nous avons estimé des modèles à effets fixes pour nos estimations. L'analyse d'hétérogénéité a principalement consisté en de multiples interactions entre les variables des prestations d'assurance-chômage et des nombreux sous groupes de genre, de race, d'âge, de niveaux d'études, d'origine ethnique mais aussi des interactions avec les diverses régions, les différents États et sur les différentes périodes de temps.

Nos résultats révèlent globalement l'existence d'une grande diversité des réponses à une assurance-chômage de plus en plus généreuse. Plus précisément nous trouvons d'une part que les femmes présentent de réactions significativement bien plus importantes par rapport aux hommes et comme esquisse d'explication nous pensons que cela pourrait être dû à une acceptation sociale du sur-chômage des femmes, de la concentration de ces dernières dans des métiers dit "féminins", à une précarité de leur emplois si elles travaillent déjà. Notre second résultat est que la race ne semble pas être une source de variation importante des niveaux de réponse tout comme l'âge. Cependant nos résultats suggèrent que les individus les plus instruits sont quant à eux plus enclins à demeurer plus longtemps au chômage si les prestations se font plus généreuses et nous expliquons cela par une volonté de leur part de mieux chercher l'emploi qui valorise leurs investissements en capital humain. Par ailleurs, il apparaît que les hispaniques soient particulièrement moins sensibles au niveau de générosité des allocations car leur offre de travail est légèrement mais significativement moins importantes que celle des autres.

Quant au facteur géographique, il semble lui aussi jouer un rôle non négligeable dans la différenciation des niveaux de réaction aux prestations car nous constatons d'une part que certaines régions présentent des réponses significativement plus ou moins importantes que les autres tout comme les États semblent eux aussi se classer en plusieurs niveaux de sensibilité suivant un certain rapprochement géographique. Enfin, notre principale trouvaille dans cette recherche est que depuis 1975, mais plus précisément à la fin de la décennie 1980, les niveaux de réponses aux prestations sont dans une dynamique de baisse pour atteindre en 2019 un niveau presque nul. Si notre premier postulat est plus réconfortant (car il soutient un regain d'intérêt pour le travail) le second quant à lui dépeint une réalité bien plus préoccupante car la baisse des niveaux de réaction aux incitations de recherche d'emploi serait due à un désespoir de la part des travailleurs quant à la possibilité de trouver un meilleur emploi peu importe le temps et

l'intensité de recherche qu'il y mettraient.

Le phénomène de polarisation des emplois (saturation de certains métiers populaires) et de pouvoir de marché (dû à des effets de concentration des employeurs) contraignent les travailleurs à se résigner à accepter les lois d'un marché déjà acquis à la cause d'une minorité de monopole. Ces arguments ne sont que des esquisses des réponses face à une réalité certainement bien plus complexe et notre étude se veut une invitation à la communauté des chercheurs à davantage prendre conscience de l'existence d'importants changements dans la structure du marché et à consacrer d'avantage d'intérêt à apporter des réponses bien plus élaborées par des études de terrain. Le marché du travail étant le centre névralgique de la prospérité économique et du bien être social, une meilleure compréhension de son fonctionnement est aujourd'hui essentielle.

ANNEXE A

ÉVOLUTION DU REVENU SALARIAL ET DU REVENU TOTAL

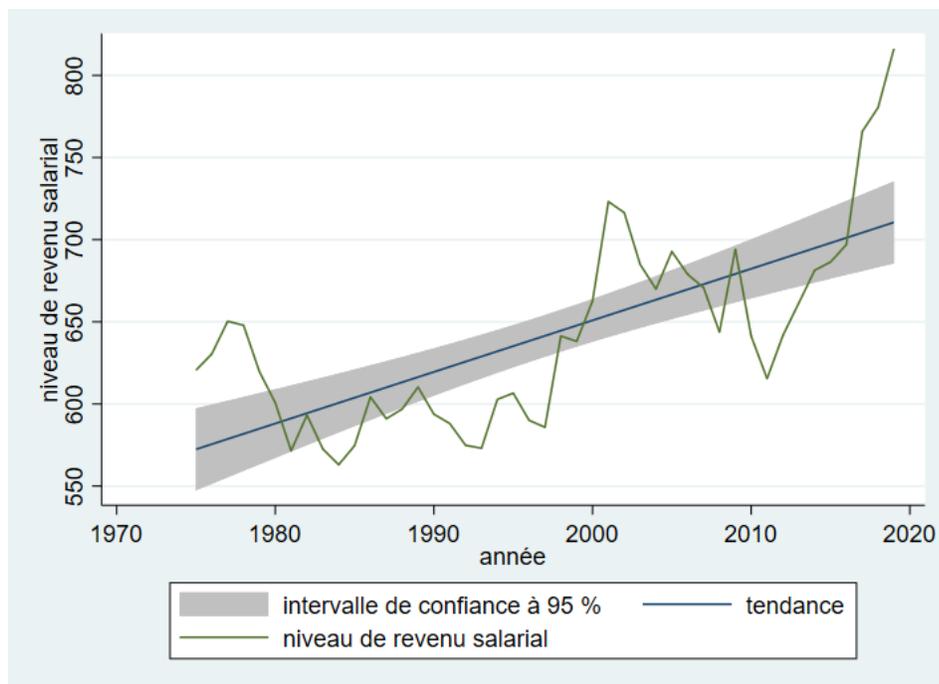


FIGURE A.1 Évolution du revenu salarial annuel moyen

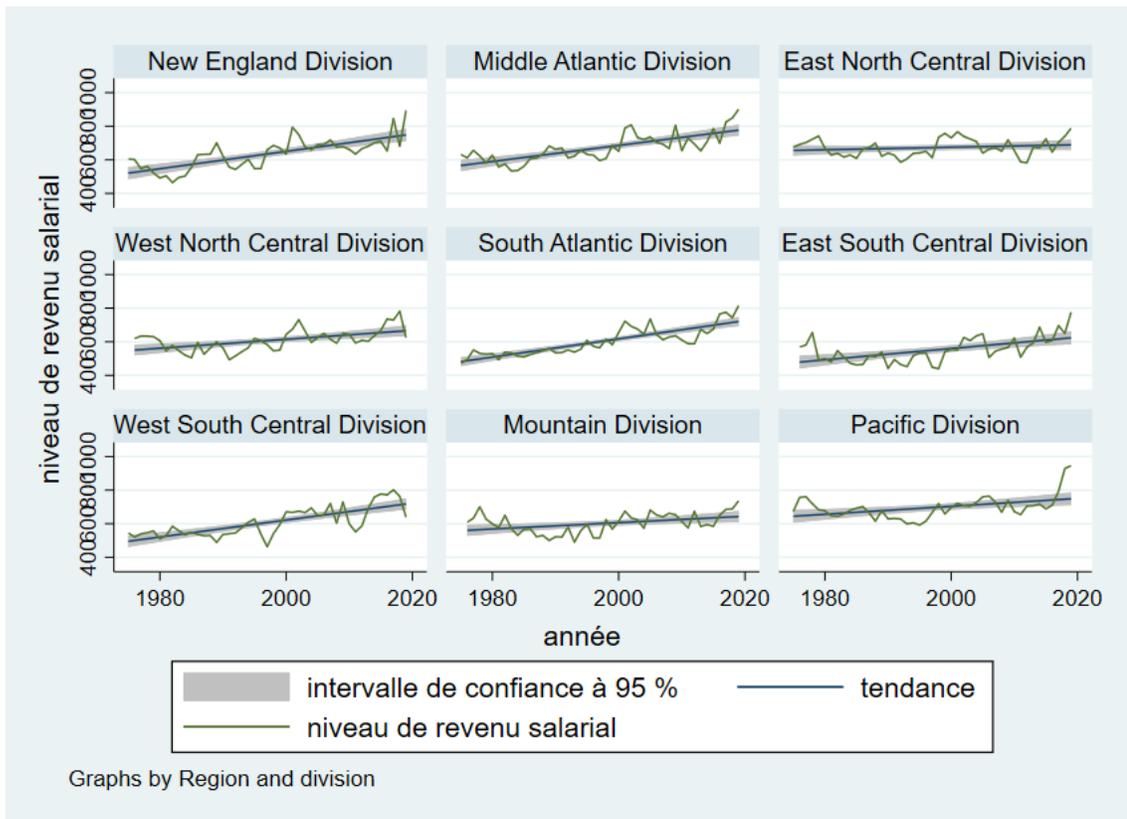


FIGURE A.2 Évolution du revenu salarial annuel moyen par région



FIGURE A.3 Évolution du revenu salarial annuel moyen par État

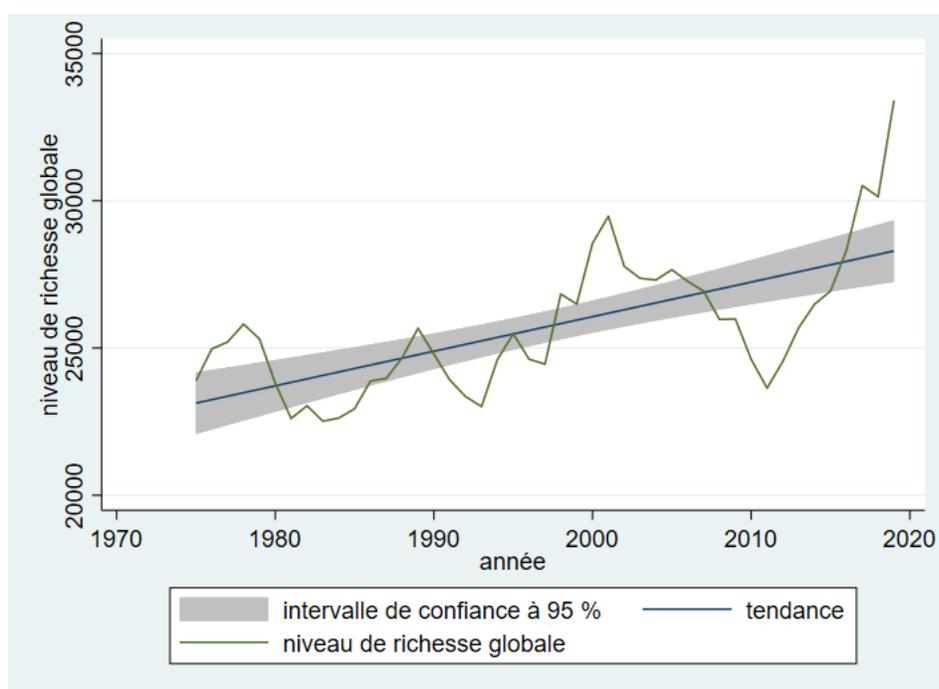


FIGURE A.4 Évolution du revenu total annuel moyen

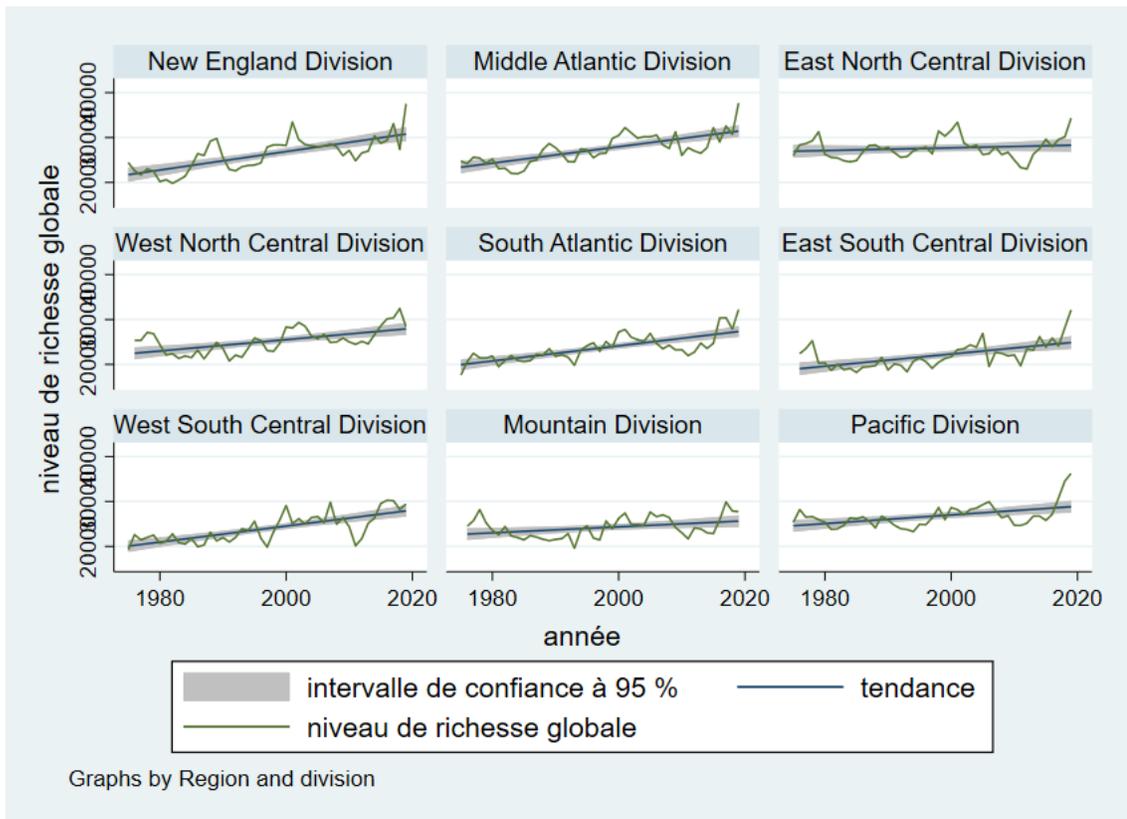


FIGURE A.5 Évolution du revenu total annuel moyen par région



FIGURE A.6 Évolution du revenu total annuel moyen par État

ANNEXE B

LISTE DES TABLEAUX DES RÉGRESSIONS OLS

log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sex						
Female	-.6778193	.2159622	-3.14	0.003	-1.111592	-.2440464
log_Pres_Moy	.0690428	.0475786	1.45	0.153	-.0265217	.1646074
sex#c.log_Pres_Moy						
Female	.1276491	.0397936	3.21	0.002	.0477213	.207577
log_rev_sal_reel	-.0406091	.0057441	-7.07	0.000	-.0521464	-.0290718
age	.003591	.0003132	11.47	0.000	.0029619	.00422
race						
Black/Negro	.133232	.0088547	15.05	0.000	.1154467	.1510172
American Indian/Aleut/Eskimo	.0845161	.0440672	1.92	0.061	-.0039954	.1730276
Asian or Pacific Islander	.0270652	.0168707	1.60	0.115	-.0068206	.0609511
Other (single) race, n.e.c.	.0502383	.0238168	2.11	0.040	.0024008	.0980758
800	.0724917	.0321362	2.26	0.028	.0079442	.1370392
hispan						
1	.0472012	.006794	6.95	0.000	.033555	.0608474
annee_etud	-.0011327	.0016069	-0.70	0.484	-.0043602	.0020949

FIGURE B.1 Hétérogénéité Sexe, OLS

log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
race#c.log_Pres_Moy						
White	.1139153	.0456639	2.49	0.016	.0221967	.2056338
Black/Negro	.1387832	.0461705	3.01	0.004	.046047	.2315195
American Indian/Aleut/Eskimo	.129493	.0466219	2.78	0.008	.0358501	.2231358
Asian or Pacific Islander	.1189957	.0452491	2.63	0.011	.0281102	.2098811
Other (single) race, n.e.c.	.12359	.0460862	2.68	0.010	.0310232	.2161568
800	.1272914	.0439342	2.90	0.006	.0390469	.2155359
log_rev_sal_reel	-.0406245	.0057448	-7.07	0.000	-.0521633	-.0290857
age	.0035849	.0003129	11.46	0.000	.0029563	.0042134
sex						
Female	.0062769	.007576	0.83	0.411	-.0089401	.0214938
hispan						
1	.0472606	.0068124	6.94	0.000	.0335776	.0609437
annee_etud	-.0011065	.0016026	-0.69	0.493	-.0043254	.0021124

FIGURE B.2 Hétérogénéité Races isolées vs race blanche, OLS

log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Pres_Moy	.1099221	.0581325	1.89	0.064	-.0068405	.2266847
white_AC	.0089546	.0450137	0.20	0.843	-.0814581	.0993673
log_rev_sal_reel	-.0406047	.0057407	-7.07	0.000	-.0521352	-.0290742
age	.0035869	.0003131	11.46	0.000	.0029581	.0042157
sex						
Female	.0062844	.0075783	0.83	0.411	-.008937	.0215058
race						
Black/Negro	.1809216	.23902	0.76	0.453	-.2991641	.6610074
American Indian/Aleut/Eskimo	.1323277	.2431041	0.54	0.589	-.3559612	.6206166
Asian or Pacific Islander	.0754272	.2401905	0.31	0.755	-.4070095	.5578639
Other (single) race, n.e.c.	.0977867	.2405588	0.41	0.686	-.3853898	.5809632
800	.1212077	.2477173	0.49	0.627	-.3763472	.6187625
hispan						
1	.0473482	.0067934	6.97	0.000	.0337033	.060993
annee_etud	-.0011081	.0016035	-0.69	0.493	-.0043288	.0021125

FIGURE B.3 Hétérogénéité Races groupées vs race blanche, OLS

log_duree	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Pres_Moy	.1217947	.0467263	2.61	0.012	.0279422	.2156471
age_group5#c.log_Pres_Moy						
1	-.0027834	.0018586	-1.50	0.141	-.0065165	.0009496
2	-.0055048	.0026013	-2.12	0.039	-.0107297	-.0002798
3	-.0068181	.0047555	-1.43	0.158	-.0163699	.0027337
4	-.0065459	.0058787	-1.11	0.271	-.0183535	.0052617
5	-.0082301	.0073385	-1.12	0.267	-.0229699	.0065096
6	-.0096054	.0087467	-1.10	0.277	-.0271736	.0079628
7	-.0054744	.0104884	-0.52	0.604	-.026541	.0155922
log_rev_sal_reel	-.0398832	.005622	-7.09	0.000	-.0511754	-.028591
age	.0048515	.0015417	3.15	0.003	.001755	.007948
sex						
Female	.0068153	.0076424	0.89	0.377	-.0085348	.0221655
race						
Black/Negro	.1333166	.0088046	15.14	0.000	.115632	.1510013
American Indian/Aleut/Eskimo	.0848417	.0438846	1.93	0.059	-.0033031	.1729865
Asian or Pacific Islander	.0269322	.0169998	1.58	0.119	-.007213	.0610774
Other (single) race, n.e.c.	.0506346	.0238762	2.12	0.039	.0026779	.0985914
800	.0722295	.0321147	2.25	0.029	.0077252	.1367338

FIGURE B.4 Hétérogénéité Âge, groupe de 5, OLS

log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Pres_Moy	.1184518	.0458517	2.58	0.013	.0263559	.2105478
age_group#c.log_Pres_Moy						
1	-.0029546	.0014405	-2.05	0.046	-.005848	-.0000612
2	-.002358	.0027108	-0.87	0.389	-.0078029	.0030869
3	-.0012556	.0044973	-0.28	0.781	-.0102886	.0077774
log_rev_sal_reel	-.0401283	.0056492	-7.10	0.000	-.051475	-.0287815
age	.0038815	.000696	5.58	0.000	.0024835	.0052795
sex						
Female	.0066877	.0076311	0.88	0.385	-.0086398	.0220153
race						
Black/Negro	.1332761	.0088058	15.14	0.000	.1155892	.150963
American Indian/Aleut/Eskimo	.0849122	.0439895	1.93	0.059	-.0034434	.1732677
Asian or Pacific Islander	.0270487	.0169352	1.60	0.117	-.0069666	.0610641
Other (single) race, n.e.c.	.0507356	.0239031	2.12	0.039	.0027249	.0987463
800	.0721867	.0321902	2.24	0.029	.0075308	.1368425
hispan						
1	.0477183	.0067766	7.04	0.000	.0341072	.0613294
annee_etud	-.0011068	.0016099	-0.69	0.495	-.0043404	.0021267

FIGURE B.5 Hétérogénéité Âge, groupe de 10, OLS

log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Pres_Moy	.1384481	.04643	2.98	0.004	.0451906	.2317055
hispan#c.log_Pres_Moy						
1	-.1289922	.0599242	-2.15	0.036	-.2493535	-.008631
log_rev_sal_reel	-.0406944	.005717	-7.12	0.000	-.0521773	-.0292115
age	.0035892	.0003126	11.48	0.000	.0029612	.0042171
sex						
Female	.00626	.0075452	0.83	0.411	-.0088949	.021415
race						
Black/Negro	.1332505	.0088135	15.12	0.000	.115548	.150953
American Indian/Aleut/Eskimo	.0869474	.0436628	1.99	0.052	-.0007519	.1746466
Asian or Pacific Islander	.0270565	.017287	1.57	0.124	-.0076654	.0617784
Other (single) race, n.e.c.	.0516539	.0236675	2.18	0.034	.0041162	.0991915
800	.073361	.0323361	2.27	0.028	.008412	.13831
hispan						
1	.7389084	.3150926	2.35	0.023	.1060263	1.371791
annee_etud	-.0009699	.0015266	-0.64	0.528	-.004036	.0020963

FIGURE B.6 Hétérogénéité hispanic, OLS

log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Pres_Moy	.1073195	.0474506	2.26	0.028	.0120122	.2026269
educ_group#c.log_Pres_Moy						
1	.0062443	.0031019	2.01	0.050	.000014	.0124746
2	.0081184	.0041054	1.98	0.054	-.0001275	.0163642
3	.0144439	.0052063	2.77	0.008	.0039867	.0249011
4	.0220612	.0094892	2.32	0.024	.0030015	.0411209
log_rev_sal_reel	-.0411291	.0058445	-7.04	0.000	-.0528682	-.02939
age	.0035268	.0003125	11.29	0.000	.0028992	.0041544
sex						
Female	.0063914	.007589	0.84	0.404	-.0088516	.0216345
race						
Black/Negro	.1337686	.0088376	15.14	0.000	.1160177	.1515194
American Indian/Aleut/Eskimo	.0851564	.0437213	1.95	0.057	-.0026605	.1729732
Asian or Pacific Islander	.0233412	.0162001	1.44	0.156	-.0091977	.05588
Other (single) race, n.e.c.	.0491863	.023992	2.05	0.046	.0009969	.0973757
800	.0738911	.0323939	2.28	0.027	.0088261	.1389561
hispan						
1	.0446651	.0070135	6.37	0.000	.0305781	.0587521
annee_etud	-.0058215	.002433	-2.39	0.021	-.0107084	-.0009346

FIGURE B.7 Hétérogénéité Niveau d'études, OLS

log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Pres_Moy	.1964338	.0554909	3.54	0.001	.084977	.3078907
region#c.log_Pres_Moy						
Middle Atlantic Division	-.052104	.0701836	-0.74	0.461	-.193072	.088864
East North Central Division	-.2015682	.1204889	-1.67	0.101	-.4435773	.0404409
West North Central Division	-.3287542	.08661	-3.80	0.000	-.5027155	-.1547928
South Atlantic Division	.4013793	.160152	2.51	0.016	.0797046	.723054
East South Central Division	-.389901	.3069359	-1.27	0.210	-1.0064	.2265979
West South Central Division	-.1162454	.0636303	-1.83	0.074	-.2440507	.0115599
Mountain Division	-.1076208	.1196972	-0.90	0.373	-.3480397	.1327981
Pacific Division	-.1295092	.0561825	-2.31	0.025	-.2423549	-.0166634
log_rev_sal_reel	-.0406629	.0057387	-7.09	0.000	-.0521894	-.0291364
age	.0035863	.000313	11.46	0.000	.0029576	.004215
sex						
Female	.0064951	.0074961	0.87	0.390	-.0085613	.0215515
race						
Black/Negro	.1327455	.0087915	15.10	0.000	.1150873	.1504037
American Indian/Aleut/Eskimo	.0828972	.0438293	1.89	0.064	-.0051365	.1709309
Asian or Pacific Islander	.0279577	.0169724	1.65	0.106	-.0061323	.0620478
Other (single) race, n.e.c.	.0473731	.0250278	1.89	0.064	-.0028967	.097643
800	.0732275	.0317316	2.31	0.025	.0094926	.1369624

FIGURE B.8 Hétérogénéité Régions, OLS

log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Pres_Moy	.1394803	.1059392	1.32	0.194	-.0733049	.3522654
year_group#c.log_Pres_Moy						
1	.0851034	.1036403	0.82	0.415	-.1230642	.2932711
2	.001394	.1139813	0.01	0.990	-.2275442	.2303321
3	.0009052	.1044917	0.01	0.993	-.2089726	.2107831
4	-.031792	.0983255	-0.32	0.748	-.2292845	.1657005
5	-.0227561	.1004651	-0.23	0.822	-.2245461	.1790339
6	-.0778559	.1054343	-0.74	0.464	-.2896269	.1339152
7	-.1051355	.1031505	-1.02	0.313	-.3123193	.1020484
8	-.1539506	.1063233	-1.45	0.154	-.3675073	.059606
log_rev_sal_reel	-.0406642	.005723	-7.11	0.000	-.0521591	-.0291693
age	.0035868	.0003135	11.44	0.000	.0029572	.0042165
sex						
Female	.0062366	.0075684	0.82	0.414	-.008965	.0214383
race						
Black/Negro	.1327716	.0087989	15.09	0.000	.1150984	.1504447
American Indian/Aleut/Eskimo	.0840285	.0439892	1.91	0.062	-.0043265	.1723835
Asian or Pacific Islander	.0278846	.0160746	1.73	0.089	-.0044022	.0601713
Other (single) race, n.e.c.	.0476926	.0248992	1.92	0.061	-.0023188	.0977041
800	.0744373	.0315563	2.36	0.022	.0110546	.13782

FIGURE B.9 Hétérogénéité Quinquennats, OLS

log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Pres_Moy	.2029436	.0646342	3.14	0.003	.0731219	.3327652
year_group10#c.log_Pres_Moy						
1	-.0609451	.0602415	-1.01	0.317	-.1819437	.0600535
2	-.0882776	.0571924	-1.54	0.129	-.203152	.0265967
3	-.1543098	.062652	-2.46	0.017	-.2801501	-.0284695
4	-.2168121	.0657938	-3.30	0.002	-.3489629	-.0846613
log_rev_sal_reel	-.0407012	.00574	-7.09	0.000	-.0522304	-.0291721
age	.0035871	.0003139	11.43	0.000	.0029566	.0042175
sex						
Female	.0062198	.0075718	0.82	0.415	-.0089887	.0214282
race						
Black/Negro	.1327962	.0087975	15.09	0.000	.115126	.1504664
American Indian/Aleut/Eskimo	.0837552	.0440369	1.90	0.063	-.0046957	.172206
Asian or Pacific Islander	.0279104	.0160105	1.74	0.087	-.0042477	.0600685
Other (single) race, n.e.c.	.0476943	.02495	1.91	0.062	-.0024192	.0978078
800	.0743314	.0315479	2.36	0.022	.0109656	.1376972
hispan						
1	.0473738	.006851	6.91	0.000	.0336131	.0611344
annee_etud	-.0011855	.001584	-0.75	0.458	-.004367	.001996

FIGURE B.10 Hétérogénéité Décennies, OLS

ANNEXE C

LISTE DES TABLEAUX DES RÉGRESSIONS IV

ESTIMATION DURÉE CHOMAGE						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Control~0	Control~A	Control~B	Control~C	Control~D	C OLS
2.sex		0.0538* (0.0247)	-0.0643*** (0.00909)	0.0388* (0.0179)	-0.0642*** (0.00907)	0.0292*** (0.00675)
200.race		0.159*** (0.0205)	0.0863*** (0.0125)	0.153*** (0.0179)	0.0864*** (0.0124)	0.147*** (0.0111)
300.race		0.0846* (0.0420)	0.0336 (0.0349)	0.0815 (0.0419)	0.0338 (0.0348)	0.0773 (0.0390)
650.race		0.0216 (0.0197)	-0.0177 (0.0141)	0.0183 (0.0185)	-0.0179 (0.0141)	0.0143 (0.0167)
700.race		-0.00511 (0.0508)	0.00982 (0.0584)	-0.00352 (0.0523)	0.00942 (0.0582)	-0.00264 (0.0508)
800.race		0.0848** (0.0283)	0.0525* (0.0257)	0.0815** (0.0281)	0.0526* (0.0257)	0.0788** (0.0292)
1.hispan		0.0501*** (0.0121)	0.0132 (0.0124)	0.0469*** (0.0115)	0.0134 (0.0123)	0.0439*** (0.00952)
N	68911	68911	68899	68911	68899	68911
adj. R-sq	0.025	0.021	0.039	0.016	0.044	0.047

Standard errors in parentheses
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

FIGURE C.1 Coefficients des variables qualitatives, IV

Instrumental variables (2SLS) regression		Number of obs	=	68,911		
		Wald chi2(94)	=	94902.99		
		Prob > chi2	=	0.0000		
		R-squared	=	0.0151		
		Root MSE	=	.73511		
(Std. Err. adjusted for 51 clusters in statefip)						
	log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	log_UI_reel	.0312456	.1139315	0.27	0.784	-.1920561 .2545472
	sex#c.log_UI_reel					
	Female	.0954862	.0527067	1.81	0.070	-.007817 .1987895
	log_rev_sal_reel	-.0455015	.0206921	-2.20	0.028	-.0860572 -.0049458
	age	.0047504	.0003648	13.02	0.000	.0040354 .0054654
	sex					
	Female	-.4479763	.2635321	-1.70	0.089	-.9644898 .0685372
	race					
	Black/Negro	.1516952	.017752	8.55	0.000	.116902 .1864884
	American Indian/Aleut/Eskimo	.0793905	.0416027	1.91	0.056	-.0021492 .1609302
	Asian or Pacific Islander	.0181929	.0185429	0.98	0.327	-.0181505 .0545364
	Other (single) race, n.e.c.	-.0014954	.0517742	-0.03	0.977	-.1029709 .0999802
	800	.0817313	.0282445	2.89	0.004	.0263732 .1370895
	hispan					
	1	.0468059	.0112702	4.15	0.000	.0247167 .0688952
	annee_etud	-.0012178	.0026217	-0.46	0.642	-.0063562 .0039206

FIGURE C.2 Hétérogénéité Genre, IV

Instrumental variables (2SLS) regression		Number of obs	=	68,911		
		Wald chi2(98)	=	114231.46		
		Prob > chi2	=	0.0000		
		R-squared	=	0.0165		
		Root MSE	=	.7346		
(Std. Err. adjusted for 51 clusters in statefip)						
log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
log_UI_reel	.0702645	.1236325	0.57	0.570	-.1720508	.3125798
race#c.log_UI_reel						
Black/Negro	-.0356277	.0897352	-0.40	0.691	-.2115055	.1402501
American Indian/Aleut/Eskimo	-.2452587	.2091421	-1.17	0.241	-.6551697	.1646523
Asian or Pacific Islander	.0361288	.1147985	0.31	0.753	-.188872	.2611297
Other (single) race, n.e.c.	.5401193	.698333	0.77	0.439	-.8285882	1.908827
800	.147811	.1871164	0.79	0.430	-.2189303	.5145524
log_rev_sal_reel	-.0439522	.0211606	-2.08	0.038	-.0854262	-.0024782
age	.0046992	.0003665	12.82	0.000	.003981	.0054175
sex						
Female	.0392477	.0181423	2.16	0.031	.0036893	.074806
race						
Black/Negro	.3315535	.4507876	0.74	0.462	-.5519739	1.215081
American Indian/Aleut/Eskimo	1.306268	1.059392	1.23	0.218	-.7701034	3.382639
Asian or Pacific Islander	-.1667679	.5875269	-0.28	0.777	-1.318299	.9847637
Other (single) race, n.e.c.	-2.72033	3.564098	-0.76	0.445	-9.705834	4.265174
800	-.6805133	.970425	-0.70	0.483	-2.582511	1.221485

FIGURE C.3 Hétérogénéité Races, IV

Instrumental variables (2SLS) regression		Number of obs	=	68,911		
		Wald chi2(99)	=	649550.77		
		Prob > chi2	=	0.0000		
		R-squared	=	0.0160		
		Root MSE	=	.73478		
(Std. Err. adjusted for 51 clusters in statefip)						
	log_duree	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	log_UI_reel	.0997696	.1394138	0.72	0.474	-.1734765 .3730157
	year_group#c.log_UI_reel					
	1	.0505507	.0653848	0.77	0.439	-.0776011 .1787024
	2	-.0415038	.0533121	-0.78	0.436	-.1459935 .0629859
	3	-.0151225	.0811068	-0.19	0.852	-.1740888 .1438439
	4	-.1032261	.0984237	-1.05	0.294	-.2961331 .0896809
	5	-.0974252	.1009911	-0.96	0.335	-.2953641 .1005137
	6	-.1042561	.0999315	-1.04	0.297	-.3001182 .091606
	log_rev_sal_reel	-.0429324	.0215868	-1.99	0.047	-.0852418 -.000623
	age	.0047142	.0003579	13.17	0.000	.0040127 .0054158
	sex					
	Female	.0389509	.0184006	2.12	0.034	.0028863 .0750155
	race					
	Black/Negro	.1504684	.0185891	8.09	0.000	.1140343 .1869024
	American Indian/Aleut/Eskimo	.0811479	.0419999	1.93	0.053	-.0011704 .1634663
	Asian or Pacific Islander	.0168034	.0187016	0.90	0.369	-.019851 .0534578
	Other (single) race, n.e.c.	.0025903	.0551816	0.05	0.963	-.1055637 .1107442

FIGURE C.4 Hétérogénéité Quinquennat, IV

BIBLIOGRAPHIE

- Aaronson, D., Mazumder, B. et Schechter, S. (2010). What is behind the rise in long-term unemployment? *Economic Perspectives*, 34(2).
- Alternatives Economique (2020). Minima sociaux : le mythe de la « désincitation au travail ». <https://www.alternatives-economiques.fr/minima-sociaux-mythe-de-desincitation-travail/00094170>.
- Altonji, J., Contractor, Z., Finamor, L., Haygood, R., Lindenlaub, I., Meghir, C., O’Dea, C., Scott, D., Wang, L. et Washington, E. (2020). Employment effects of unemployment insurance generosity during the pandemic. *Yale University Manuscript*.
- Amaral, P. et Ice, J. (2014). Reassessing the effects of extending unemployment insurance benefits. *Economic Commentary*, (2014-23).
- Azar, J., Marinescu, I. et Steinbaum, M. (2022). Labor market concentration. *Journal of Human Resources*, 57(S), S167–S199.
- Baily, M. N. (1978). Some aspects of optimal unemployment insurance. *Journal of Public Economics*, 10(3), 379–402.
- Benmelech, E., Bergman, N. K. et Kim, H. (2022). Strong employers and weak employees : How does employer concentration affect wages? *Journal of Human Resources*, 57(S), S200–S250.
- Boone, C., Dube, A., Goodman, L. et Kaplan, E. (2021). Unemployment insurance generosity and aggregate employment. *American Economic Journal : Economic Policy*, 13(2), 58–99.
- Briard, P. et Sautory, O. (2012). Evaluation de l’impact du revenu de solidarité active (rsa) sur l’offre de travail. *Document d’études DARES*, 171.
- Card, D. et 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(1-2), 107–138.
- Chetty, R. (2006). A general formula for the optimal level of social insurance. *Journal of Public Economics*, 90(10-11), 1879–1901.

- Chetty, R. (2008). Moral hazard versus liquidity and optimal unemployment insurance. *Journal of Political Economy*, 116(2), 173–234.
- Chetty, R. et Finkelstein, A. (2013). Social insurance : Connecting theory to data. In *Handbook of Public Economics*, volume 5 111–193. Elsevier.
- Chodorow-Reich, G. et Karabarbounis, L. (2016). *The limited macroeconomic effects of unemployment benefit extensions*. Working Paper no. 22163, National Bureau of Economic Research.
- Classen, K. P. (1977). The effect of unemployment insurance on the duration of unemployment and subsequent earnings. *Industrial and Labor Relations Review*, 438–444.
- Coglianese, J. (2015). Do unemployment insurance extensions reduce employment? *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, (646).
- Dieterle, S., Bartalotti, O., Brummet, Q. O. et al. (2016). *Revisiting the Effects of Unemployment Insurance Extensions on Unemployment : A Measurement Error-Corrected RD Approach*. Rapport technique, Iowa State University, Department of Economics.
- Ehrenberg, R. G. et Oaxaca, R. L. (1976). Unemployment insurance, duration of unemployment, and subsequent wage gain. *The American Economic Review*, 66(5), 754–766.
- Farber, H. S. et Valletta, R. G. (2015). Do extended unemployment benefits lengthen unemployment spells? Evidence from recent cycles in the US labor market. *Journal of Human Resources*, 50(4), 873–909.
- Flood, S., King, M., Rodgers, R., Ruggles, S., Warren, J. R. et Westberry, M. (2021). Integrated Public Use Microdata Series, Current Population Survey : Version 9.0 [dataset]. Minneapolis, MN : IPUMS. <https://doi.org/10.18128/D030.V9.0>.
- Gouvernement, C. (2021). Budget supplémentaire des dépenses (c), 2020-2021. <https://www.canada.ca/fr/secretariat-conseil-tresor/services/depenses-prevues/budgets-supplementaires/budget-supplementaire-depenses-c-2020-2021.html>.
- Gruber, J. (2007). Public finance and public policy. <http://155.0.32.9:8080/jspui/bitstream/123456789/755/1/Public%20Finance%20and%20Public%20Policy%20%28%20PDFDrive.com%20%29.pdf>.
- Hagedorn, M., Karahan, F., Manovskii, I. et Mitman, K. (2013). *Unemployment benefits and unemployment in the great recession : the role of macro effects*. Working Paper no. 19499, National Bureau of Economic Research.

- Hagedorn, M., Manovskii, I. et Mitman, K. (2016). *Interpreting recent quasi-experimental evidence on the effects of unemployment benefit extensions*. Working Paper no. 22280, National Bureau of Economic Research.
- Hairault, J.-O., Sopraseuth, T. et Langot, F. (2010). Distance to retirement and older workers' employment : The case for delaying the retirement age. *Journal of the European Economic Association*, 8(5), 1034–1076.
- Katz, L. F. et Meyer, B. D. (1990). The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment. *Journal of Public Economics*, 41(1), 45–72.
- Kroft, K. et Notowidigdo, M. J. (2016). Should unemployment insurance vary with the unemployment rate? Theory and evidence. *The Review of Economic Studies*, 83(3), 1092–1124.
- Krueger, A. B. et Meyer, B. D. (2002). Labor supply effects of social insurance. *Handbook of Public Economics*, 4, 2327–2392.
- Lalive, R., Van Ours, J. et Zweimüller, J. (2006). How changes in financial incentives affect the duration of unemployment. *The Review of Economic Studies*, 73(4), 1009–1038.
- Landais, C. (2015). Assessing the welfare effects of unemployment benefits using the regression kink design. *American Economic Journal : Economic Policy*, 7(4), 243–78.
- Landais, C., Michailat, P. et Saez, E. (2018). A macroeconomic approach to optimal unemployment insurance : Applications. *American Economic Journal : Economic Policy*, 10(2), 182–216.
- Lawson, N. (2018). *Optimal Unemployment Policy*. Rapport technique, Document de travail.
- Le Devoir (2019). Le nobel d'économie récompense la recherche sur la pauvreté. <https://www.ledevoir.com/economie/564746/le-nobel-d-economie-a-un-trio-pour-ses-travaux-sur-la-pauvrete>.
- Maruani, M. (1996). L'emploi féminin à l'ombre du chômage. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 115(1), 48–57.
- Meyer, B. D. (1988). *Unemployment insurance and unemployment spells*. Working Paper no. 2546, National Bureau of Economic Research.
- Meyer, B. D. (1989). *A quasi-experimental approach to the effects of unemployment insurance*. Working Paper no. 3159, National Bureau of Economic Research.

- Meyer, B. D. et Mok, W. K. (2014). A short review of recent evidence on the disincentive effects of unemployment insurance and new evidence from New York state. *National Tax Journal*, 67(1), 219–251.
- Moffitt, R. (1985). Unemployment insurance and the distribution of unemployment spells. *Journal of Econometrics*, 28(1), 85–101.
- Rothstein, J. (2011). *Unemployment insurance and job search in the Great Recession*. Working Paper no. 17534, National Bureau of Economic Research.
- Simonnet, V. et Danzin, E. (2014). L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le nombre et l'âge des enfants. *Économie et Statistique*, 467(1), 91–116.
- Solon, G. (1985). Work incentive effects of taxing unemployment benefits. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 295–306.
- Valletta, R. G. (2014). Recent extensions of US unemployment benefits : search responses in alternative labor market states. *IZA Journal of Labor Policy*, 3(1), 1–25.