

Université de Montréal

**L'influence du niveau d'étude sur le taux d'activité dans
la province du Québec de 1976 à 2008**

par

Nicolas Desflammes

Sous la direction de

M. François Vaillancourt

et co-dirigé par

M. Yves Richelle

Département des sciences économiques

Faculté des arts et des sciences

Rapport de recherche présenté à la Faculté des arts et des sciences
en vue de l'obtention du grade de maîtrise en sciences économiques

Novembre, 2011

© Nicolas Desflammes, 2011

Résumé

Notre modèle explique les déterminants du taux d'activité de la population Québécoise sur une période de 32 ans, de 1976 à 2008. Nous avons séparé la population en 4 classes d'âges, les 15-24 ans, les 25-54 ans les 55-64 ans et les 65 ans et plus. Les variables descriptives du taux d'activité sont le taux de chômage de l'année précédente, le revenu, le taux de diplômés pour trois niveaux d'études (les huit premières années de scolarité, le secondaire et le post-secondaire) et le taux d'activité de l'année précédente. Les principaux résultats nous indiquent que le taux de chômage n'influence que la classe des 15-24 ans, les taux de diplômés ont un effet sur toutes les classes d'âges mais l'ampleur dépend du niveau d'étude. En effet si un pour cent de la population passe du deuxième niveau de diplôme au premier les conséquences à long terme sur le taux d'activité seraient une diminution de 4,74 points de pourcentage pour les 15-24 ans mais seulement de 0,47 point de pourcentage pour les 25-54 ans. Chez les plus âgés, le niveau de diplôme post secondaire joue un rôle prédominant et a un effet positif sur le taux d'activité. On mesure une augmentation de 5,33 points de pourcentage du taux d'activité de long terme des 55-64 ans pour le passage du taux de diplômé de niveau secondaire ou moins au niveau post-secondaire de l'ordre d'un point de pourcentage. Cette étude montre l'importance de l'éducation au Québec et les effets immédiats et à long terme sur le taux d'activité.

Remerciements

Je tiens à remercier tout particulièrement mon directeur de recherche, Dr. Yves Richelle, pour la grande disponibilité et la patience qu'il m'a accordées tout au long de ce rapport, J'ai développé grâce à lui mon esprit critique et d'analyse qui me servira tout au long de ma vie. Merci à Dr. François Vaillancourt pour m'avoir donné le goût des études empiriques lors de son cours et de ses stages. Je remercie ma mère Brigitte et ma petite soeur Cécile qui m'ont soutenues et encouragées avec leurs sourires sans faillir malgré la distance. Merci à mon père Michel et ma grand-mère Jeanne pour leur présence. Un merci tout particulier à Marine pour ses encouragements et sa présence. Je remercie, tout en m'excusant de ne pas tous les nommer, les amis qui m'ont encouragés, tous ceux qui n'ont jamais crus que je déposerai dans les temps et les plus présents avec qui j'ai pu débattre sur les idées et les axes de recherche, ils se reconnaîtront. Finalement je remercie les grands compositeurs de musique classique, en particulier l'intégrale de Mozart et les nombreuses versions du canon de Pachelbel, qui m'ont stimulés le temps de ma rédaction.

Table des matières

Résumé	i
Remerciements	ii
Table des matières	iii
Liste des figures	iv
Liste des tableaux	iv
1 Introduction	1
2 La revue de littérature	2
2.1 Historique	2
2.2 Les modèles approfondis	3
3 Le modèle	8
3.1 Le choix d'être actif	8
3.2 L'individu indifférent	8
3.3 Hypothèses et régression du modèle	10
4 La construction des variables	14
5 L'analyse des données	18
5.1 Les 15-24 ans	18
5.1.1 Description des variables	18
5.1.2 Régressions	19
5.2 Les 25-54 ans	25
5.2.1 Description des données	25
5.2.2 Régressions	26
5.3 Les 55-64 ans	31
5.3.1 Description des données	31
5.3.2 Régressions	32
5.4 Les 65 ans et plus	37
5.4.1 Description des données	37
5.4.2 Régressions	40
6 Conclusion	44
Références	45

Table des figures

1	Graphiques de l'évolution des variables de la population 15-24 ans	18
2	Graphique des résidus de la 1ère régression 15-24	20
3	Graphique des résidus de la 2ème régression 15-24	22
4	Taux d'activité estimé et réel des 15-24 ans	24
5	Graphiques de l'évolution des variables de la population 25-54 ans	25
6	Graphique des résidus de la 1ère régression 25-54	27
7	Graphique des résidus de la 2ème régression 25-54	28
8	Taux d'activité estimé et réel des 25-54 ans	30
9	Graphiques de l'évolution des variables de la population 55-64 ans	31
10	Graphique des résidus de la 1ère régression 55-64	33
11	Graphique des résidus de la 2ème régression 55-64	34
12	Taux d'activité estimé et réel des 55-64 ans	36
13	Graphiques de l'évolution des variables de la population 65 ans et plus	37
14	Taux d'activité observé des 65 ans et plus	39
15	Taux d'activité lissé des 65 ans et plus	39
16	Graphique des résidus de la regression des 65 ans et plus	42
17	Taux d'activité estimé et réel des 65 ans et plus	43

Liste des tableaux

1	Test d'autocorrélation pour les 15-24 ans	19
2	Résultats de la régression de la variable explicative laguée sur les résidus de la régression du taux d'activité des 15-24 ans	20
3	Résultats de la régression du taux d'activité des 15-24 ans	21
4	Coefficients de court et long terme pour la tranche d'âge 15-24 ans	22
5	Test d'autocorrélation pour les 25-54 ans	26
6	Résultats de la régression du taux d'activité des 25-54 ans	27
7	Résultats de la régression du taux d'activité des 25-54 ans	29
8	Coefficients de court et long termes pour la tranche d'âge 25-54 ans	29
9	Résultats du test d'autocorrélation de la régression du taux d'activité des 55-64 ans	32
10	Résultats du test d'autocorrélation de la régression du taux d'activité des 55-64 ans	34
11	Résultats de la régression du taux d'activité des 55-64 ans	35
12	Résultats du test d'autocorrélation de la première régression du taux d'activité des 65 ans et plus	40
13	Résultats de la régression du taux d'activité lagué sur les résidus de la première régression du taux d'activité des 65 ans et plus	41
14	Résultats de la régression du taux d'activité des 65 ans et plus	41

1 Introduction

Le taux d'activité est un indicateur du développement économique d'un pays. Au Québec, il a augmenté de 1976 à 2007, passant de 61% à 68% avec une baisse entre 1991 et 1997. Cet indicateur est sensible aux phénomènes cycliques de l'économie, aux changements de la structure démographique de la population et comme nous allons le voir aussi au niveau d'éducation de cette dernière. Seulement analyser l'évolution du taux d'activité agrégé, c'est à dire qui englobe toutes les classes d'âge de la population d'un pays, ne nous permet pas de distinguer les changements significatifs de la population. Pour cela il faut analyser le taux d'activité d'une classe d'âge en particulier. Les jeunes par exemple, sont plus sensibles à des mouvements cycliques de l'économie car en période de récession ils auront tendance à continuer leurs études pour revenir sur le marché du travail plus qualifiés et à une période plus propice pour se trouver un emploi. Il est donc nécessaire de diviser la population en plusieurs groupes d'âge pour distinguer que même si le taux d'activité agrégé a augmenté entre 1976 et 1990, il a diminué pour les 55 ans et plus. Comme nous le disions précédemment, le niveau d'éducation est un facteur très important pour expliquer les tendances du taux d'activité. D'abord en raison des changements sur le marché du travail. Dans une économie de plus en plus informatisée et au niveau technologique élevé, la demande d'une main d'oeuvre qualifiée entraîne un étirement de la durée moyenne des études. Puis le phénomène de vieillissement de la population retardera l'âge de départ en retraite. Donc nous pouvons supposer que l'augmentation du niveau d'éducation diminuera le taux d'activité des jeunes en raison de l'allongement de la durée des études, mais augmentera le taux d'activité des personnes âgées car ces dernières pourraient avoir accès à des métiers moins difficiles et continuer à travailler plus longtemps. Pour démontrer ces suppositions nous avons construit un modèle économétrique qui permet de quantifier les effets immédiats et de long terme sur le taux d'activité d'une augmentation du niveau d'éducation de la population québécoise.

Cette étude se décompose en 4 parties. Dans la première nous faisons une revue des articles qui traitent du taux d'activité au Canada. Ceci nous permet de mettre en évidence les différentes variables utilisées par les auteurs pour expliquer les fluctuations du taux d'activité et décrire les modèles économétriques qui ont servi de base pour cette étude. Puis, dans la deuxième partie, nous rappelons la théorie sous-jacente à l'élaboration du modèle. Nous y présentons le modèle, les hypothèses et les variables explicatives du taux d'activité ainsi que les effets supposés sur ce dernier. La troisième partie détaille l'origine et la construction des variables prises en compte. La dernière partie est divisée en 4 sous-sections, une pour chaque classe d'âge. Dans chaque partie, nous décrivons l'évolution des variables, les résultats des régressions et l'interprétation des résultats.

2 La revue de littérature

2.1 Historique

Depuis plus d'un siècle, les économistes cherchent à comprendre les facteurs influents de l'offre de travail. La théorie néo-classique définit le choix du temps de travail comme substitut au temps de loisir. L'individu doit faire un arbitrage entre la consommation de biens et la consommation de loisir. Il peut augmenter ses revenus, en passant plus de temps au travail, pour acheter plus de biens mais ceci réduit le temps qu'il reste pour le loisir. La théorie introduit le concept de salaire de réserve qui est le salaire limite entre choisir d'être actif ou inactif. Dans cette théorie, le taux d'activité correspond à la proportion des individus ayant un salaire de réserve supérieur au salaire courant. Pour une revue de la théorie de l'économie du travail, voir les livres de Cahuc et Zylberberg [7, 8]. La théorie du capital humain de Becker [5] la complète en montrant l'importance de la formation pour considérer les différences de salaires entre les individus. Le papier de Heckman [13] donne une revue de l'évolution de la théorie de l'offre de travail.

Sur le plan empirique, de nombreux auteurs font une analyse des tendances du taux d'activité. C'est le cas de Irène Ip [14] qui décrit l'évolution du taux d'activité de la population canadienne selon une décomposition par groupe d'âge. Howard N. Fullerton, Jr [12] inclut dans son analyse les disparités en fonction de l'origine géographique des travailleurs. Certains auteurs approfondissent sur une classe d'âge en particulier. Philip Jennings [16] ainsi que Lavoie et Béjaoui [17] traduisent la baisse du taux d'activité des jeunes travailleurs (de 15 à 24 ans) par l'augmentation du taux de scolarité et de la durée des études. Bels et Balkrishna (1996) [6] utilisent aussi cet argument mais pour expliquer les tendances d'augmentation de l'âge de départ en retraite des travailleurs dans le Wisconsin. Ces auteurs ont montré les différences qui peuvent exister entre la classe des 55-64 ans et des 65 ans et plus, que nous avons appliqué pour notre modèle. Ip, King et Verdier [15] étudient toutes les classes d'âge et comparent avec les États-Unis pour montrer que les différences de politiques gouvernementales ont un impact sur le marché du travail. Enfin beaucoup d'études abordent l'idée des phénomènes structurels et cycliques. Dugan et Robinoux [10] insistent sur les effets de la composition démographique d'une population soit les changements structurels dans les classes d'âge, pour les variations du taux d'activité. Aaronson, Fallick, Figura, Pingle et Wascher [1] attribuent les récents déclin du taux d'activité aux récessions économiques qui prévalent depuis un certain temps. Ces études donnent les éléments pour comprendre les facteurs qui jouent un rôle dans l'évolution du taux d'activité mais aucune n'a cherché à démontrer statistiquement l'effet d'une augmentation du niveau intellectuel sur le taux d'activité. Dans la partie suivante nous détaillons 3 modèles qui donnent une idée des approches économétriques et des résultats obtenus.

2.2 Les modèles approfondis

Paul Beaudry et Thomas Lemieux [4] “évaluent le rôle des effets de cohortes, de la structure d’âge et des facteurs macro-économiques dans l’évolution du taux d’activité des femmes au Canada entre 1976 et 1994.” Ils utilisent les données de l’enquête des finances des consommateurs tous les deux ans de 1976 à 1982, de 1983 à 1993 et 1994. Les individus sont regroupés en cohorte de deux années, les femmes qui sont entrées sur le marché du travail (soit à l’âge de 25 ans) toutes les deux années entre 1936 et 1992 ; soit un total de 29 cohortes. Les auteurs ont choisit arbitrairement 25 et 65 ans comme âge d’entrée et de sortie du marché du travail. Le niveau d’éducation dans ce modèle est représenté par l’effet de cohorte car entre 1976 et 1994 le pourcentage de femmes détenant un diplôme de niveau secondaire ou moins passe de 73,6 à 54,3. Le modèle définit le taux de participation p_{jt} pour la cohorte j à la date t sous la forme suivante :

$$\ln(p_{jt}/(1-p_{jt})) = \alpha + \beta ur_t + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2 + \delta_1 a_{jt} + \delta_2 a_{jt}^2 + \delta_3 a_{jt}^3 + \delta_4 a_{jt}^4 + \lambda_1 a_{jt} j + \lambda_2 a_{jt} j^2$$

Où les variables précédentes représentent :

- ur_t : le taux de chômage des hommes âgés entre 25 et 44 ans l’année t , pour capturer les effets de l’économie sur le marché du travail ;
- j : la cohorte, pour capturer l’effet spécifique à une cohorte ;
- a_{jt} : l’âge des femmes de la cohorte j à l’année t , pour capturer l’effet spécifique à une tranche d’âge ;
- $a_{jt}j$: une variable âge-cohorte pour capturer les variations de l’effet de l’âge d’une cohorte à une autre.

Les résultats de l’étude montrent que toutes les variables indépendantes sont significatives mais l’effet de cohorte prédomine le reste. Il représente une augmentation d’environ 20 points de pourcentage dans le taux de participation. L’effet de l’âge, quant à lui, joue un rôle peu important. La stagnation observée sur le taux de participation des femmes est du à un phénomène structurel relié à la stabilisation de l’effet de cohorte que l’on distingue grâce à la variable d’interaction âge-cohorte. Ce phénomène est amplifié par la situation macro-économique peu avantageuse mais cette dernière n’est pas la raison principale de la stagnation. Puis ils ont ré-estimé le modèle en séparant les femmes qui avaient poursuivit des études post-secondaires de celles qui n’avaient qu’un diplôme de collège ou moins. Ils découvrirent que le déclin du taux de participation dans les années 90 est plus prononcé pour les femmes avec un niveau d’éducation plus faible. Une partie significative de l’augmentation du taux de participation peut être attribuable à l’augmentation moyenne de taux de participation scolaire. La qualité moyenne des cohortes baisse en raison du haut niveau d’éducation qui est devenu une caractéristique moins sélective que par le passé. Bien que nous ne nous basions pas sur ce modèle, nous tenions à l’approfondir car c’est

une méthode qui est utilisée par beaucoup d'auteurs. Elle nous montre que l'effet de cohorte explique en majorité les effets sur le taux d'activité. Le niveau d'éducation étant un changement structurel de la population, il est inclus dans la variable de la cohorte.

Dans le papier de Mario Fortin et Pierre Fortin [11], les auteurs s'intéressent au rôle des politiques sociales (assurance chômage, assistance sociale, salaire minimum) sur le taux d'activité au Canada de 1969 à 1996. Ils divisent la population en trois catégories d'âge (15-24 ; 25-54 ; 55 et +) et en fonction du sexe pour obtenir un total de six groupes démographiques. Selon eux le taux de participation de la population dépend de trois paramètres. Les préférences individuelles et familiales et la composition démographique du groupe ; les conditions économiques soit la santé, les revenus non salariaux, le salaire et les opportunités de travail, les possibilités de retour aux études ; les programmes de sécurité du revenu tels que l'assurance chômage, l'assistance sociale, les prestations de retraite. Voici le modèle de régression utilisé pour expliquer le taux de participation sur le marché du travail :

$$\begin{aligned} \Delta \log(L_i) = & \beta_{i0} + \beta_{i1} \Delta \log(J) + \beta_{i2} \Delta \log(W/P) + \beta_{i3} \Delta \log(Wm/P) \\ & + \beta_{i4} \Delta \log(1 + rD/M) + \beta_{i5} \Delta \log(B/P) + \beta_{i6} T + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Où les β_i sont les coefficients à estimer qui dépendent du groupe démographique i étudié et ε_i est l'erreur du modèle. Les variables indépendantes sont définies comme suit :

- J = la part d'emplois offerts par les ménages. Elle est calculée en divisant l'indice d'offre d'emploi de statistique Canada par la population en âge de travailler. L'indice de l'offre d'emploi a cessé d'être utilisé depuis le mois de mai 2003.
- W/P = le salaire réel moyen où W est le salaire moyen de l'économie canadienne et P l'indice de prix de la consommation.
- Wm/P = le salaire réel minimum moyen calculé de la même manière que la variable précédente mais avec Wm le salaire minimum moyen de l'économie.
- rD/M = l'indice de générosité de l'assurance chômage. Il définit le revenu de subsistance maximal que l'on peut obtenir au chômage, c'est à dire pour la plus longue durée D (42 semaines), à un taux r de 60% du dernier salaire hebdomadaire divisé par M le nombre de semaines minimales pour être admissible au programme.
- B/P = le revenu moyen réel d'assurance sociale. Il est construit avec le revenu moyen d'assurance sociale B divisé par l'indice de prix de la consommation P .

- T = une variable de tendance annuelle pour capturer les changements du taux de participation entre les années qui n'auraient pas été pris en compte avec les autres variables explicatives.

Dans leurs résultats, contrairement au papier précédent, les variables explicatives ne sont pas toutes significatives et dépendent du groupe démographique étudié. Ainsi, l'indice de l'offre de travail a un effet positif sur le taux d'activité mais il n'est significatif que pour les groupes d'âges 15-24 et 25-54 quelque soit le sexe. En revanche le coefficient est quatre fois plus important pour le groupe 15-24 quelque soit le sexe et en moyenne, l'effet est 50 pourcent plus prononcé pour les hommes que pour les femmes. Les changements cycliques de cette variable ont plus d'effets sur les groupes démographiques qui rentrent sur le marché du travail. Le salaire minimum réel a un effet négatif sur le groupe des 15-24 ans à hauteur de 0,165 pour les deux sexes. Pour les autres groupes d'âge il n'est significatif que pour les femmes mais il est de -0,075 pour celles entre 25 et 54 ans et de 0,197 pour les 55 ans et plus. Les auteurs expliquent ce résultat car environ 90 pourcent des travailleurs obtenant le salaire minimum sont des jeunes ou des femmes. Le coefficient de la variable de l'assurance chômage est positif pour les jeunes de 15 à 24 ans et négatif pour les femmes de 55 ans et plus tandis qu'il n'est pas significatif pour les hommes de 55 ans et plus et pour le groupe des 25-54 ans. L'assurance sociale n'a un impact significatif que pour deux groupes démographiques, les femmes de 25 à 54 ans et les hommes de 55 ans et plus. L'effet est négatif et de l'ordre de 0,115 pour ces deux groupes. Les auteurs précisent que l'assurance sociale est différentes selon les provinces et la plupart du temps moins accessible pour les jeunes. Finalement les coefficients de la variable qui capturent la tendance annuelle sont négatifs pour tous les groupes démographiques et l'effet est toujours plus important chez les femmes. Cette tendance à la baisse du taux de participation est due à quatre facteurs différents selon les auteurs qui s'appuient sur plusieurs auteurs. Elle vient d'un déclin des opportunités d'emploi en raison d'une croissance plus stable de l'économie et d'une baisse de la qualité des emplois offerts selon Murphy et Topel [18]. Baker et Benjamin [3] l'expliquent par une meilleure police d'assurance du revenu et une augmentation de l'âge moyen qui préconise un rôle plus important dans le futur pour les 55 ans et plus. Ils prennent aussi les résultats de Beaudry et Lemieux [4] pour appuyer l'idée de changements des structures sociologiques qui bénéficient de plus en plus aux femmes et aux personnes âgées. Enfin l'augmentation de la durée des études joue un rôle capital dans la baisse du taux de participation des jeunes selon Archambault et Grignon [2]. Ce modèle, même s'il ne contient pas de variables relatives au niveau d'éducation, est souvent cité comme modèle de référence pour l'explication des changements de l'offre de travail. Il nous démontre l'importance des politiques sociales que nous avons introduit dans la variable de revenu pour les prendre en compte. De la même manière, nous avons divisé la population en plusieurs catégories et nous avons effectué les regressions séparément pour chaque cohorte d'âge.

Le modèle d'Archambault et Grignon (1999) [2] diffère de ceux vus précédemment dans le sens que les auteurs considèrent la décision d'aller à l'école comme

un phénomène à expliquer et non un déterminant du taux d'activité. Ils veulent comprendre les causes de la baisse du taux d'activité des jeunes survenue entre 1990 et 1996. Pour cela, ils décomposent la population étudiée des 15 à 24 ans entre 15-19 ans et 20-24 ans et font une séparation homme-femme pour obtenir quatre groupes démographiques. Ils utilisent une procédure d'estimation SUR appliqué à 5 régions canadiennes (Atlantique, Québec, Ontario, Prairies, Colombie Britannique). Le modèle suppose une décomposition du taux d'activité des jeunes en trois, le taux d'activité des étudiants à temps plein, le taux d'activité des non étudiants et le taux de fréquentation scolaire. Ils commencent par une analyse descriptive des taux d'activités puis estiment les différents taux selon deux approches. Une approche agrégée qui analyse le groupe de jeune de 15-24 ans et une approche désagrégée des 4 groupes démographiques analysé séparément. Ils choisissent la déviation du taux d'emploi des 25-54 ans par rapport à sa tendance comme variable cyclique et cinq variables structurelles (le salaire moyen, le salaire minimum relatif, une variable d'assurance emploi, une variable d'assistance sociale, le taux de rendement à l'éducation). Voici le modèle estimé est le suivant :

$$\begin{aligned} \Delta T A_{ij} = & \beta_0 + \beta_{00} \Delta T^2 + \beta_1 \Delta T A_{ij(t-1)} \sum_{k=0}^t \beta_{2k} \Delta (E_{ij} - \bar{E})_{t-k} + \sum_{k=0}^t \beta_{3k} \Delta (ui_{ij})_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^t \beta_{4k} \Delta \log(as_{ij})_{t-k} + \sum_{k=0}^t \beta_{5k} \Delta \log(w_{ij})_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^t (\beta_{6k} \Delta (wm_{ij}/wh_{ij})_{t-k} + \beta_{7k} \Delta (wm_{ij}/wh_{ij})_{t-k}^2) + \varepsilon_{ijt} \end{aligned}$$

Ou

- Δ : la différence première
- $\Delta \log$: le taux de croissance
- i : un indice qui correspond aux 4 groupes démographiques et au groupe agrégé
- j : un indice qui correspond aux 5 régions canadiennes
- t : un indice qui marque le temps
- k : un indice de structure de retard
- TA : le taux d'activité
- $E-E$: la déviation du taux d'emploi des 25-54 ans par rapport à la tendance
- ui : l'indice de dissuasion du programme d'assurance emploi

- as : les prestations réelles d'assistance sociale reçues par un couple ayant deux enfants
- w : le salaire réel moyen
- wm/wh : le salaire minimum relatif calculé par wm , le salaire minimum, divisé par wh , le salaire horaire industriel

Les conclusions suite aux 20 estimations, donnent des résultats quasi identiques aux modèles précédents. La variable cyclique a un effet positif et significatif dans l'ensemble des équations avec des effets plus importants chez les étudiants et la population des 15 à 19 ans. L'augmentation d'un point de pourcentage de la variable cyclique, influe positivement le taux d'activité de l'ensemble des jeunes de 0,7 à 0,9 unité de pourcentage ; des étudiants de 1,2 à 1,5 unités de pourcentage et des non-étudiants de 0,3 unité de pourcentage. En revanche l'effet est négatif entre 0,5 et 0,8 unité de pourcentage sur le taux de fréquentation scolaire. Pour les autres variables, les effets sont moins prononcés. La variable d'assurance chômage est significative dans 20% des équations estimées et l'effet sur le taux de fréquentation scolaire est contraire à celui supposé. La variable d'assistance sociale n'est significative que pour les classes d'âge 20-24 ans étant donné qu'il faut avoir 18 ans pour être admissible au programme. Le salaire réel moyen et le salaire minimum relatif sont tous les deux significatifs respectivement à 60% et 30% des équations estimées. Les auteurs notent la présence de multicollinéarité dans certaines des équations estimées qui donne un effet important sur l'estimation des paramètres lors du retrait d'une variable. Les simulations reproduisent bien le déclin du taux d'activité des jeunes. L'impact des différentes variables sur la baisse du taux d'activité est différent en fonction des approches utilisées. Ainsi l'approche agrégée explique mieux la baisse du taux d'activité que l'approche désagrégée, cette dernière permet de capturer les différences de comportement entre les 4 groupes démographiques. La variable cyclique donne une explication plus claire de la baisse du taux d'activité, entre 35% et 65% selon l'approche utilisée, tandis que les autres variables n'expliquent pas plus de 12%. Le taux d'activité des femmes est plus sensible à une variation cyclique que celui des hommes quelque soit l'âge. Le taux de fréquentation scolaire est lui aussi cyclique et dépend des possibilités de trouver un emploi. Le modèle explique difficilement le taux de fréquentation scolaire et les auteurs pensent que l'ajout d'une variable de rendement de l'éducation pourrait améliorer les résultats. Comme nous pouvons le voir les politiques sociales ont un impact sur le taux de fréquentation scolaire chez les jeunes. Nous y retrouvons les variables tel que le salaire réel, l'assistance sociale et l'assurance chômage qui sont identiques au modèle précédent mais en plus les auteurs introduisent le taux d'activité de l'année précédente pour expliquer le taux d'activité de l'année courante. Nous nous sommes inspiré de ce modèle pour l'ajout de cette variable. Nous avons voulu aller plus loin en ajoutant des variables indiquant le niveau d'éducation pour expliquer les impacts sur les taux d'activité non seulement des jeunes mais de toute la population.

3 Le modèle

3.1 Le choix d'être actif

Dans cette partie nous décrirons les motifs qui poussent un individu à être actif quelque soit son âge, son niveau de diplôme ou la date à laquelle il prend sa décision. Celle-ci se base sur la comparaison de la situation d'être actif avec celle d'être inactif. Nous choisissons de représenter la fonction d'utilité indirecte $v()$ qui dépend du prix p et du revenu y . Il faut aussi intégrer dans le choix de l'individu, une variable c qui représente le coût d'être actif ou d'être inactif :

$$\begin{cases} v(p, y^{act}) - c^{act} & \text{où l'indice } act \text{ représente le fait d'être actif} \\ v(p, y^{inact}) - c^{inact} & \text{où l'indice } inact \text{ représente le fait d'être inactif} \end{cases}$$

Nous indiquons avec h les individus différents dans leur fonction d'utilité indirecte $v_h()$ par leur revenu y_h et dans les coûts c_h . Le prix étant une variable exogène, il est identique pour tous les agents. Cet individu décide d'être actif si le gain net d'être actif est supérieur ou égal à celui d'être inactif soit :

$$v_h(p, y_h^{act}) - c_h^{act} \geq v_h(p, y_h^{inact}) - c_h^{inact}$$

Que l'on peut réécrire :

$$c_h^{act} - c_h^{inact} \leq v_h(p, y_h^{act}) - v_h(p, y_h^{inact}) \quad (1)$$

La partie à gauche de l'inéquation représente le différentiel de coût entre les deux situations. Le côté droit décrit la perte d'utilité en terme de perte de revenu. L'inéquation (1) suggère donc qu'un individu devient actif si l'utilité qu'il en retire est plus grande que le coût subit par le changement. Cette décision sera identique pour tous les agents quelque soit leur âge, leur niveau de diplôme et la date à laquelle ils décident.

Il est important de définir les paramètres qui influencent la décision d'être actif. Pour ce faire, nous allons décrire la forme de la fonction d'utilité indirecte et les facteurs qui permettent d'estimer le différentiel de coût.

3.2 L'individu indifférent

Nous reprenons la forme de la fonction d'utilité indirectes qui est décrite dans le papier de Deaton et Muellbauer (1980) [9]. L'individu h aura une fonction d'utilité tel que :

$$\begin{cases} v_h(p, y_h) = \frac{\lambda \log(y_h) - a_h(p)}{b(p)} \\ c_h^{act} - c_h^{inact} = -\delta + \frac{\theta_h}{\theta} \end{cases} \quad (2)$$

Où :

- $a_h(p)$ désigne une fonction du prix qui dépend de l'individu que l'on suppose égale à 0
- $b(p)$ une fonction du prix indépendante de l'individu que l'on suppose égale à 1
- λ est un paramètre qui représente le niveau d'utilité marginal du revenu

Le différentiel de coût est représenté par deux variables :

- δ est une variable qui est indépendante de l'individu et influence négativement le différentiel de coût. Elle comprend toutes les variables environnementales qui influencent le choix des individus d'être actif.
- L'autre variable, θ_h , en revanche représente le facteur personnel dans le différentiel de coût. On choisit de normaliser cette variable en écrivant $\frac{\theta_h}{\bar{\theta}}$ car θ_h suit une loi uniforme borné entre zéro et $\bar{\theta}$. De cette façon il sera égale à 0 au minimum et à 1 au maximum.

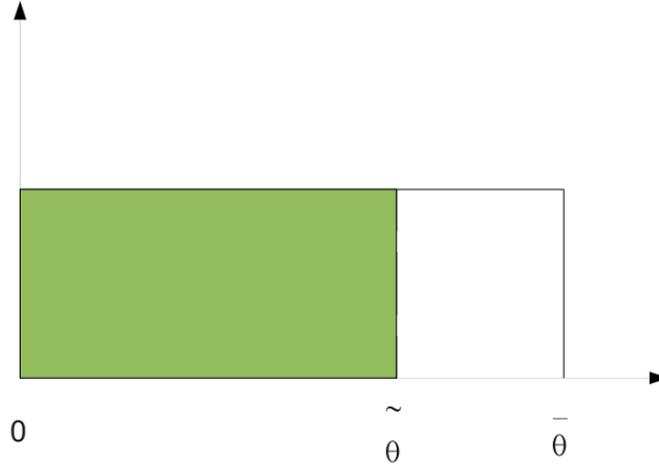
Nous pouvons réécrire la décision d'être actif (1) avec les paramètres de l'équation (2) de cette manière :

$$-\delta + \frac{\theta_h}{\bar{\theta}} \leq \lambda [\log(y_h^{act}) - \log(y_h^{inact})]$$

Pour simplifier l'écriture nous choisissons d'écrire la partie entre crochet comme le logarithme du rapport de revenu, $\log(raprev)$. Il existe un individu, que l'on indice avec $\tilde{\cdot}$, qui égalise cette équation ; c'est l'individu indifférent entre choisir d'être actif et rester inactif. L'équation suivante caractérise cet individu :

$$\frac{\tilde{\theta}}{\bar{\theta}} = \lambda \log(rap\tilde{rev}) + \delta \tag{3}$$

Comme la variable θ suit une loi uniforme bornée par 0 et $\bar{\theta}$, l'individu indifférent peut s'identifier dans le graphique suivant :



La partie en vert correspond à la part des personnes dont le différentiel de coût de devenir actif est inférieur au différentiel de gain. Elle représente le pourcentage de personnes qui préfèrent être actives. Nous pouvons définir le taux d'activité ainsi :

$$t_{act} = \int_0^{\tilde{\theta}} dF(\theta) = \frac{\tilde{\theta} - 0}{\bar{\theta} - 0} = \lambda \log(rap\tilde{rev}) + \delta \quad (4)$$

3.3 Hypothèses et régression du modèle

Dans cette partie, nous considérons un individu d'une classe d'âge pour écrire nos hypothèses et l'équation du modèle que nous allons estimer par la suite. Nous n'indiquons pas nos variables par a qui représente l'âge car les équations sont identiques quelque soit la tranche d'âge. Soit le nombre de personnes actives pour un niveau de diplôme d :

$$N_d^{act} = N_d * t_{act_d}$$

Où N_d est le nombre de personnes ayant le niveau de diplôme d . Étant donné que la somme, par rapport au diplôme, de toutes les personnes constitue la population totale d'une catégorie d'âge nous pouvons écrire la population active pour cette catégorie comme :

$$N^{act} = \sum_d N_d^{act}$$

on aura donc le taux d'activité pour une classe d'âge :

$$t_{act} = \frac{1}{N} \sum_d N_d^{act} = \sum_d \frac{N_d}{N} * t_{act_d}$$

Où N représente le nombre de personne et $\frac{N_d}{N}$ représente le taux de diplômés dans la cohorte d'âge considérée. Avec (4) nous reformulons l'équation précédente :

$$txact = \sum_d \frac{N_d}{N} * [\lambda \log(rap\tilde{rev}_d) + \delta_d] \quad (5)$$

Mais nous ne pouvons connaître le rapport de revenu de l'individu indifférent car il est très difficile d'identifier cet individu. La variable δ_d est elle aussi impossible à mesurer dans la réalité, c'est pourquoi nous faisons les hypothèses suivantes pour estimer ces variables.

Hypothèses du modèle

En ce qui concerne le rapport de revenu de l'individu indifférent nous supposons qu'il peut s'estimer de la façon suivante :

$$\lambda \log(rap\tilde{rev}_d) = \alpha_0 + \alpha_d + \alpha \log(raprev) + \epsilon \quad (6)$$

Où $\log(raprev)$ représente le rapport de revenu observé avec les données. Le rapport de revenu sujet au niveau de diplôme de l'individu indifférent serait divisé en quatre parties :

- une constante α_0 ,
- un facteur qui dépendrait du niveau de diplôme seul α_d ,
- le rapport de revenu qui serait observé avec les données,
- ϵ le terme d'erreur qui est distribué selon une loi normale de moyenne 0 et de variance σ^2 .

Avec cette hypothèse, il est possible que le coefficient du rapport de revenu ne soit pas significativement différent de zéro dans le choix d'être actif. Ceci n'entraîne pas une valeur nulle de λ , mais de α . C'est à dire que le rapport de revenu de l'individu indifférent est mal estimé par les données observées.

Nous faisons également l'hypothèse que δ_d , la variable indépendante contenant toutes les variables environnementales qui influencent la décision d'être actif de l'individu, est composée de plusieurs variables observables :

- le taux de chômage à la période précédente ($txcho_{t-1}$) qui influence négativement la participation à la vie active
- le taux d'activité de la période précédente ($txact_{t-1}$) qui permettra de capter l'effet de redondance c'est à dire de mesurer la part de la population qui ne change pas de décision entre deux périodes consécutives
- une constante γ_0
- un facteur qui dépend du niveau de diplôme γ_d

Nous pouvons donc écrire δ_d comme :

$$\delta_d = \gamma_0 + \gamma_d + \gamma_1 txcho_{t-1} + \gamma_2 ttract_{t-1} + \mu \quad (7)$$

Où μ est un terme d'erreur qui suit une loi normale de moyenne 0 et de variance σ^2 .

Équation à estimer

Avec ces hypothèses nous pouvons reformuler l'équation (5) :

$$ttract = \sum_d \frac{N_d}{N} * [(\alpha_0 + \alpha_d + \alpha \log(raprev) + \epsilon) + (\gamma_0 + \gamma_d + \gamma_1 txcho_{t-1} + \gamma_2 ttract_{t-1} + \mu)]$$

L'équation que nous allons estimer pour chaque classe d'âge est la suivante :

$$ttract_t = \beta_0 + \sum_{d=1}^3 \beta_d txd_{dt} + \beta_4 \log(raprev_t) + \beta_5 txcho_{t-1} + \beta_6 ttract_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

Où :

- $\beta_0 = \alpha_0 + \gamma_0$ représente la constante du modèle c'est à dire la valeur moyenne du taux d'activité quand toutes les variables explicatives sont égales à zéro
- $txd_{dt} = \frac{N_d}{N}$ se définit comme le taux de diplômés pour un diplôme d à la date t
- $\beta_d = \alpha_d + \gamma_d$ est le coefficient qui nous donne l'impact du taux de diplômés sur le taux d'activité. Il est composé d'un facteur α_d qui représente la part de revenu qui dépend du diplôme d et γ_d est la variable qui dépend juste du niveau de diplôme et qui a un effet sur le coût de devenir actif.
- $\beta_4 = \alpha$ est le coefficient qui mesure l'impact du rapport de revenu sur le taux d'activité. Comme nous l'avons précisé précédemment, ce coefficient peut être non significatif. Il est évident que le rapport de revenu de l'individu indifférent a un impact sur le taux d'activité mais nous ne pouvons pas le mesurer dans notre modèle donc nous l'estimons avec le rapport de revenu observé. S'il n'y a pas de corrélation entre le rapport de revenu observé et celui de l'individu indifférent alors le coefficient sera non significativement différent de zéro.
- $\beta_5 = \gamma_1$ nous indique l'effet d'une augmentation de un point de pourcentage du taux de chômage sur le taux d'activité. Nous supposons que le signe de ce coefficient est négatif lorsqu'il est significatif, car une augmentation du taux de chômage décourage les individus à devenir actifs. Cela suppose une recherche plus poussée pour obtenir un emploi ou un plus

grand investissement au travail pour ne pas perdre sa place. Ceci reste en harmonie avec la deuxième équation de l'ensemble (2) qui suppose que l'augmentation du taux de chômage augmente le différentiel de coût entre être actif et inactif.

- $\beta_6 = \gamma_2$ mesure l'impact sur le taux d'activité à la date t d'une augmentation de un point de pourcentage du taux d'activité de l'année précédente. Ce coefficient mesure la diminution dans le coût d'être actif, car être actif en $t - 1$ diminue le coût d'être actif en t . Une augmentation du nombre d'actifs en $t - 1$ augmente le nombre de personnes ayant un coût faible d'être actif et donc augmente le nombre d'actif en t . Ce coefficient sera positif et inférieur à 1 car il représente la part de personne qui ne change pas leur décision entre deux périodes consécutives.
- $\varepsilon_t = \epsilon_t + \mu_t$ qui est distribué normalement de moyenne nulle et de variance égale à $\sigma_\epsilon^2 + \sigma_\mu^2$. Ceci suppose que la covariance entre ϵ_t et μ_t est nulle donc que les erreurs des deux équations estimées sont indépendantes. ε_t représente l'erreur du modèle, c'est à dire les changements du taux d'activité qui ne sont pas expliqués par les variables indépendantes.

Les coefficients β_1 à β_5 de l'équation (8) nous donnerons l'effet instantané (l'effet sur le taux d'activité à la date t) d'un changement d'un point de pourcentage de la variable. Nous pouvons obtenir également l'effet permanent sur le taux d'activité d'un changement de la variable. Nous remarquons que l'équation (8) peut s'écrire de cette forme $y_t = a + by_{t-1}$ où a représente toutes les autres variables explicatives que nous supposons constantes. C'est la forme d'une suite arithmético-géométrique qui converge vers $\hat{y} = \frac{a}{1-b}$ si $|b| < 1$. Après s'être assuré que $|b| < 1$, nous allons estimer l'effet des variables explicatives sur le long terme en remplaçant le a par le coefficient de la variable en question.

Notre analyse se décompose en quatre équations indépendantes qui dépendent du groupe d'âge et comme nous le verrons un peu plus loin, les régresseurs ne sont pas identiques dans chacune d'elle. En effet, le choix d'entrer dans la vie active n'est pas influencé par les mêmes facteurs au début et à la fin de notre carrière.

4 La construction des variables

L'analyse se base sur le taux d'activité de la population québécoise. Toutes les données utilisées dans cette étude sont tirées de Statistique Canada ¹. Plus précisément, nous avons choisis les tableaux d'enquête sur la population active² pour les données sur l'emploi et le niveau de diplôme et d'autres tableaux CANSIM³ pour les revenus. Les données varient de l'année 1976 à 2008. Dans cette partie nous décrivons nos motivations quant au choix des variables et nous expliquons les méthodes de construction des variables avec les données des tableaux précédemment cités. L'ordre de description sera le suivant.

- Le taux d'activité
- Le rapport de revenu
- Le taux de diplômés pour les différents niveaux d'éducation
- Le taux de chômage

Le taux d'activité est la variable que l'on cherche à expliquer. Les données utilisées pour créer cette variable sont tirées du tableau CANSIM numéro 282-0002 de l'enquête de la population active. Voici sa construction :

$$txact_t^a = \frac{act_t^a}{pop_t^a}$$

Avec act_t^a le nombre d'actifs et pop_t^a la population totale à la date t pour la classe d'âge a .

Beaucoup de modèles qui traitent du taux d'activité choisissent d'introduire une variable de revenu pour expliquer le choix de la participation au marché du travail. Comme nous étudions un phénomène macroéconomique il faut interpréter cette variable comme le revenu de l'individu qui est indifférent entre le choix d'être actif ou inactif, tous types de secteurs d'activité confondus. La variable rapport de revenu est celle qui nous a demandé le plus de traitement. Les données utilisées sont regroupées dans les tableaux 202-0407, 282-0008, 382-0001, 382-0006 et 384-0012. Il a fallu tout d'abord établir les taux de cotisation et d'imposition d'après les formules suivantes :

$$txcotis_t = \frac{cotis_t}{2 * (salpr_t + salpu_t + salspu_t)}$$

Pour une même date t le taux de cotisation de l'employé aux régimes d'assurance sociale correspond à l'ensemble des cotisations aux régimes d'assurance sociale

¹<http://www.statcan.gc.ca/>

²Tableaux numéro 282-0002, 282-0004

³Tableaux numéro 384-0012, 382-0001, 382-0006 et 202-0407

divisé par 2 pour ne prendre en compte que la part versé par l'employé et divisé par le montant total des salaires du secteur privé, public et du service public. Voici la liste des catégories de métiers comprises dans chaque secteur :

- le secteur privé regroupe, pour la période de 1961 à 1996, l'agriculture, la pêche et le piégeage ; le commerce ; la construction ; l'exploitation forestière ; les finances, les assurances et l'immobilier ; l'industries manufacturières ; les services commerciaux et personnels ; le transport, l'entreposage et les communications et pour la période de 1997 à 2008 l'agriculture, la foresterie, la pêche et la chasse ; le commerce ; la construction ; la fabrication ; la finance, les services immobiliers et la gestion d'entreprises ; l'industrie de l'information et l'industrie culturelle ; les services professionnels et personnels ; le transport et l'entreposage.
- le secteur public regroupe, pour la période de 1961 à 1996, l'administration publique ; l'enseignement et les services connexes ; les services de santé et les services sociaux et pour la période de 1997 à 2008, l'administration publique fédérale ; l'administration publique locale ; l'administration publique provinciale et territoriale ; les services d'enseignement ; les soins de santé et l'assistance sociale.
- le secteur des services publics regroupe, pour la période de 1961 à 1996, les mines, les carrières et les puits de pétrole ; les services publics et pour la période de 1997 à 2008, l'extraction minière et l'extraction de pétrole et de gaz ; les services publics.

Pour une même année, le taux d'imposition des particuliers est calculé par le montant total d'impôts directs des particuliers divisé par la somme totale des salaires nets. Les salaires nets sont la somme des salaires des trois secteurs à laquelle nous retranchons les cotisations aux régimes d'assurance sociale divisé par 2 pour ne considérer que les cotisations des employés ; et à laquelle nous ajoutons le revenu comptable net des exploitants agricoles au titre de la production agricole ; le revenu net des entreprises individuelles non-agricoles (loyers compris) ; les intérêts, dividendes et revenu divers de placements ; les transferts courants en provenance des administrations publiques ; les transferts courants en provenance des sociétés ; les transferts courants en provenance des non-résidents.

Ensuite le salaire moyen $salmoy_t$ à une date t est défini par la formule :

$$salmoy_t = (salpr_t + salpu_t + salspu_t) * (1 - txcotis_t) * (1 - tximp_t) / (emppr_t + emppu_t + empstu_t)$$

Où $emppr_t$, $emppu_t$ et $empstu_t$ représente respectivement le nombre de personnes travaillant dans le secteur privé, public et dans le secteur des services publics.

Il nous faut aussi calculer les autres types de revenus auxquels un individu peut prétendre, il s'agit pour chaque tranche d'âge et à toutes les dates t de définir pour une personne le revenu moyen de placement $rpmoy_t^a$, le transfert

gouvernemental moyen d'assurance sociale $asmoy_t^a$ ainsi que le revenu moyen de retraite $rrmoy_t^a$ par les formules suivantes :

$$rpmoy_t^a = rp_t^a / nbrp_t^a$$

$$asmoy_t^a = as_t^a / nbas_t^a$$

$$rrmoy_t^a = rr_t^a / nbrrr_t^a$$

Avec rp_t^a , as_t^a et rr_t^a qui sont respectivement le montant total de revenus de placement, de transferts d'assurance sociale et de revenus de retraite pour une même date t et un groupe d'âge a . Les variables $nbrp_t^a$, $nbas_t^a$ et $nbrrr_t^a$ se définissent quant à elles par le nombre de personnes touchant un revenu de placement, un revenu d'assurance sociale et un revenu de retraite pour l'ensemble des âges a aux années t .

Finalement nous pouvons calculer le rapport de revenu comme le revenu qui rend indifférent une personne dans le choix d'être ou ne pas être actif :

$$raprev_t^a = \ln(salmoy_t^a + rpmoy_t^a + rrmoy_t^a) - \ln(rpmoy_t^a + asmoy_t^a + rrmoy_t^a)$$

Si le rapport de revenu est négatif une personne choisira de ne pas être active car ces revenus sont plus élevés quand elle ne travaille pas. Avoir introduit le revenu de retraite moyen du côté gauche de la soustraction s'explique car les québécois peuvent prétendre à leur salaire de retraite même en continuant à travailler. La tranche des 15 à 24 ans ne perçoit pas de revenu de retraite et très peu de revenu de placement donc les données relatives souvent égales à zéro. Pour éviter de fausser les résultats, la formule de rapport de revenu qui a été choisit est la suivante :

$$raprev_t^{1524} = \ln(salmoy_t^{1524}) - \ln(asmoy_t^{1524})$$

Le pourcentage de personnes du groupe d'âge a à l'année t ayant au moins un niveau de diplôme i se définit comme suit :

$$txdi_t^a = \frac{pop_{ti}^a}{pop_t^a}$$

Où pop_{ti}^a est le nombre de personnes ayant au moins atteint le niveau i et pop_t^a la population totale pour la même année et la même tranche d'âge. L'indice i varie de 1 à 3 et correspond aux définitions suivantes :

- pop_{t1}^a : Nombre de personnes ayant accomplie des études primaires, 8e année ou moins, secondaire II ou moins.
- pop_{t2}^a : Nombre de personnes qui ont fréquenté au moins le secondaire III, mais n'ont pas complété le secondaire V. Ou qui ont complété le secondaire V. Ou qui ont débuté, mais non complété, un certificat (incluant

un certificat de métiers) ou un diplôme d'un établissement d'enseignement de niveau postsecondaire (incluant l'université). Cela comprend une école de métiers, une période d'apprentissage, un collège communautaire, un collège d'enseignement général et professionnel (cégep) et une école de sciences infirmières. Ou qui ont complété un certificat (incluant un certificat de métiers) ou un diplôme d'un établissement d'enseignement de niveau postsecondaire. Cela comprend une école de métiers, une période d'apprentissage, un collège communautaire, un collège d'enseignement général et professionnel (cégep) et une école de sciences infirmières. Sont également inclus ceux qui ont obtenu un certificat de niveau inférieur au baccalauréat à l'université.

- pop_{t3}^a : Nombre de personnes qui ont obtenu au moins un baccalauréat.

Il était nécessaire de regrouper en une seule catégorie l'ensemble des personnes correspondant au niveau de diplôme 2 car les données peuvent avoir des définitions différentes en fonction des années et ce à cause du changement des catégories des cegep entre 1976 et 2008. Enfin le taux de chômage est calculé grace aux données des tableaux 282-0002 par la méthode suivante :

$$txcho_t^a = cho_t^a / \sum pop_t^a$$

C'est à dire, pour une même date t , le taux de chômage d'une classe d'age est égale aux nombres de chômeurs dans cette classe divisé par la population totale

5 L'analyse des données

Dans cette partie nous nous intéressons aux particularités des différentes classes d'âge. Nous décrivons pour chacune d'elle les coefficients de l'équation (8) que nous supposons nuls afin de minimiser l'indicateur de performance "Root-MSE". Cet indicateur nous donne l'écart entre la valeur estimée par le modèle de la variable dépendante et la valeur réelle. Puis nous détaillons l'ensemble des résultats et interprétations qui en découlent.

5.1 Les 15-24 ans

5.1.1 Description des variables

Avant de voir l'équation retenue pour l'analyse nous étudions l'évolution des variables dans le temps :

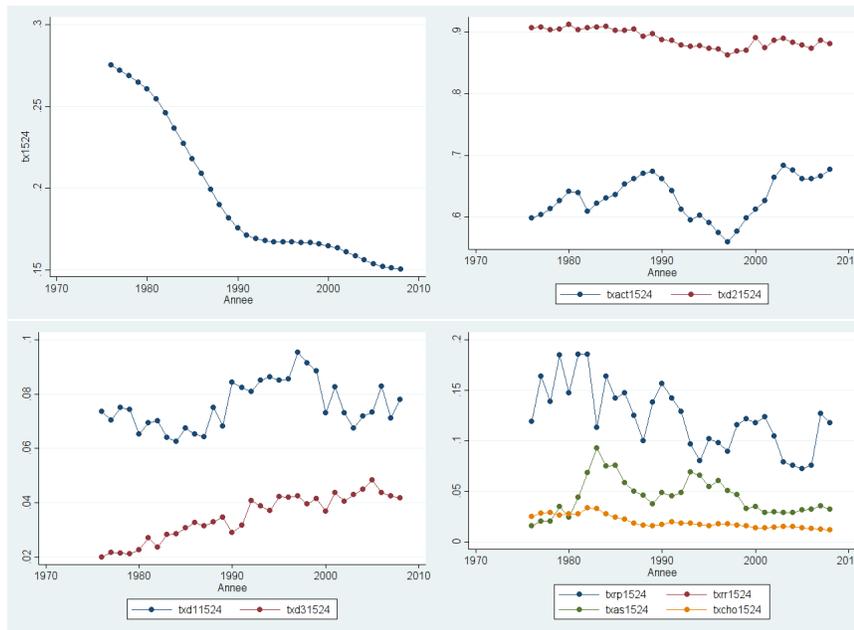


Figure 1: Graphiques de l'évolution des variables de la population 15-24 ans

Nous voyons dans le graphique en haut à gauche que le pourcentage de la population du groupe âgé de 15 à 24 ans dans la population totale diminue progressivement et perd un peu plus de 1 point de pourcentage entre 1976 et 2008. Dans le graphique en haut à droite, la proportion de personne diplômés

de niveau 2 comme nous l'avons défini plus haut est beaucoup plus grande que la proportion de diplômés de niveau 1 et 3. Il est intéressant de voir en revanche que la part de diplômés de niveau 3 ne fait quasiment qu'augmenter à travers le temps tandis que celle des diplômés de niveau 2 baisse. Le taux de revenus de retraite des 15-24 ne dépasse pas le 0% ce qui confirme notre argument de ne pas l'utiliser dans le calcul du rapport de revenu.

5.1.2 Régressions

Pour cette tranche d'âge, les coefficients non-significatifs de l'équation (8) sont β_0 et β_4 . Nous décidons de les supposer nuls car cela nous permet de gagner deux degrés de liberté et de passer de 27 observations à 32. Nous avons remarqué aussi que le taux de diplômés de niveau 2 et 3 ont un effet sur le taux d'activité mais cet effet n'est pas significativement différent entre les deux variables. Nous supposons que $\beta_2 = \beta_3$, c'est à dire que les individus âgés de 15 à 24 ans arrivent tout juste sur le marché du travail et comme ils n'ont pas ou peu d'expérience il n'y a pas de différence sur le taux d'activité.

Nous avons tout d'abord supposé $\beta_6 = 0$ et la régression que nous avons faite est la suivante :

$$txact_t^{1524} = \beta_1 * txd1_t^{1524} + \beta_2 * (txd2_t^{1524} + txd3_t^{1524}) + \beta_5 * txcho_{t-1}^{1524}$$

Si nous faisons un test d'autocorrélation en régressant les résidus lagués d'une période avec les résidus nous obtenons les résultats suivants :

Table 1: Test d'autocorrélation pour les 15-24 ans

Variable	Coefficient (Std. Err.)
L.u11	0,158 (0,180)
Intercept	0,001 (0,003)
N	31
R ²	0,026
F (1,29)	0,772

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

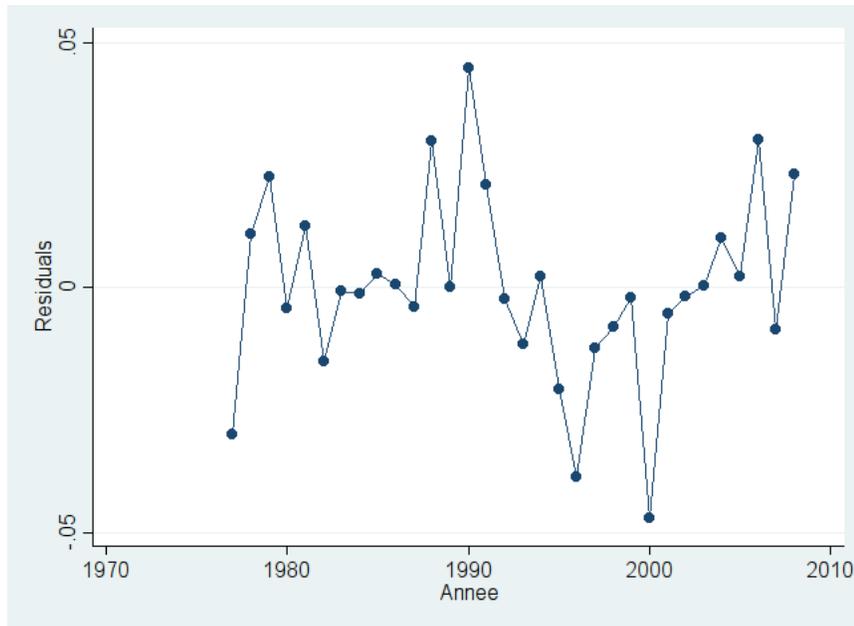


Figure 2: Graphique des résidus de la 1ère régression 15-24

Donc il n'y a pas de problème d'autocorrélation pour cette régression. Pour savoir maintenant si nous devons intégrer le taux d'activité lagué d'une période à la regression il suffit de prédire les résidus de cette équation et de vérifier si une corrélation existe entre les résidus et la variable que l'on souhaite intégrer. Les résultats de cette régression sont les suivants :

Table 2: Résultats de la régression de la variable explicative laguée sur les résidus de la regression du taux d'activité des 15-24 ans

Variable	Coefficient (Std. Err.)
L.txact1524	0,323*** (0,087)
Intercept	-0,204*** (0,055)
N	32
R ²	0,315
F (1,30)	13,781

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

Nous voyons dans ce tableau que la variable explicative laguée est corrélée avec

les résidus. Comme l'hypothèse d'indépendance entre les résidus et la variable explicative n'est plus respectée nous devons intégrer cette variable laguée d'une période dans notre modèle pour corriger le problème. L'équation estimée sera donc la suivante et les résultats de la régression dans le tableau qui suit :

$$txact_t^{1524} = \beta_1 * txd1_t^{1524} + \beta_2 * (txd2_t^{1524} + txd3_t^{1524}) + \beta_5 * txcho_{t-1}^{1524} + \beta_6 * txact_{t-1}^{1524}$$

Table 3: Résultats de la régression du taux d'activité des 15-24 ans

Variable	Coefficient (Std. Err.)
txd11524	-1,357*** (0,333)
txd2_d31524	0,404*** (0,092)
L.txcho1524	-1,641*** (0,539)
L.txact1524	0,627*** (0,095)
N	32
Root-MSE	0,01264
F (4,28)	20064,825

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

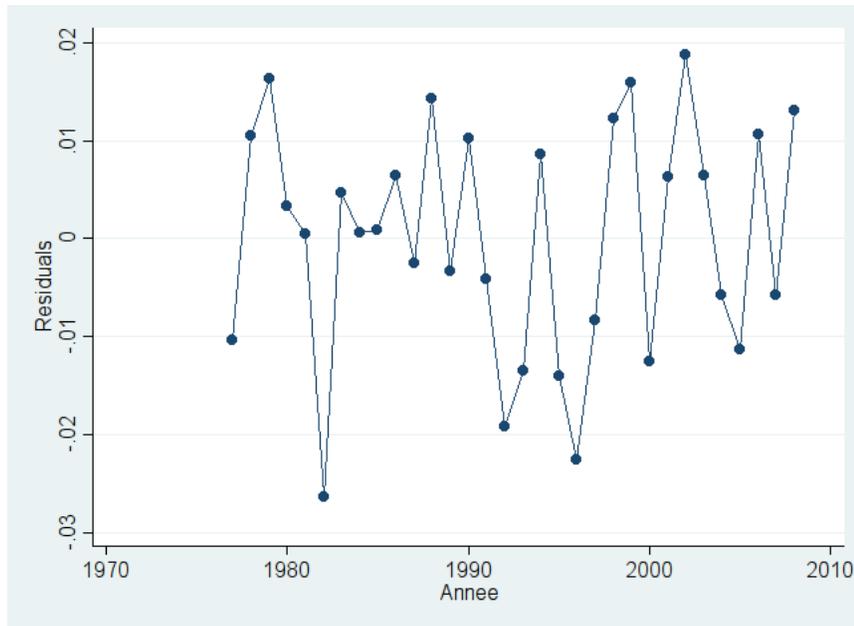


Figure 3: Graphique des résidus de la 2ème régression 15-24

Pour pouvoir interpréter les coefficients de chaque β il faut les recalculer selon la formule citée dans le modèle. Ils le sont dans le tableau ci dessous :

Table 4: Coefficients de court et long terme pour la tranche d'âge 15-24 ans

Les variables	La valeur des coefficients	
	à court terme	à long terme
$txd1_t^{1524}$	-1,357	$\frac{-1,357}{1-0,627} = -3,638$
$txd2_d3_t^{1524}$	0,404	$\frac{0,404}{1-0,627} = 1,083$
$txcho_{t-1}^{1524}$	-1,641	$\frac{-1,641}{1-0,627} = -4,399$

Nous pouvons interpréter les coefficients comme ceci :

- Pour l'effet instantané, si le taux de diplômés de niveau 1 augmente de 1 point de pourcentage à l'année t alors le taux de diplômés de niveau 2 et 3 va baisser de 1 point de pourcentage. Ceci vient du fait que la somme des trois taux de diplômés est égale à 1 donc si on augmente pour un niveau de diplôme il faut baisser pour un autre si l'on veut que la somme reste égale à 1. L'effet sur le taux d'activité sera la somme des effets des deux mouvements. Donc pour une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de diplômés de niveau 1 avec une diminution du taux de diplômé du niveau 2 ou du niveau 3 le taux d'activité va baisser de 1,76 ($= -1,357 - 0,404$) points à l'année $t + 1$. L'effet de

long terme, nous permet de dire qu'un même changement à la date t diminue le taux d'activité de long terme de 4,72 ($= -3,368 - 1,083$) points de pourcentage. Nous remarquons l'effet négatif de posséder un diplôme de premier niveau par rapport à celui d'un niveau supérieur dans le choix de devenir actif. Une personne peu diplômée passera plus de temps dans la recherche d'un emploi qu'une autre en raison de son manque de qualification. Si la recherche est trop difficile et qu'elle n'aboutit pas cette personne sera découragée et restera inactive en continuant les études pour augmenter ses qualifications par exemple

- Posséder un diplôme de niveau supérieur ou égale au niveau 2 au lieu de posséder un diplôme de niveau 1 a un impact positif sur le taux d'activité de l'ordre de 1,76 point de pourcentage pour l'effet instantané mais l'impact passe à 4,72 points si nous considérons l'effet permanent. Les diplômes plus importants ont bien un effet positif sur le taux d'activité mais nous ne pouvons pas distinguer les différences d'impact entre le niveau de diplôme 2 et 3. L'effet positif d'un diplôme plus qualifié s'explique par le fait que le coût d'être actif est réduit. Un individu qui a continué les études plus longtemps qu'un autre espère accéder à l'emploi plus rapidement que ce dernier.
- Pour cette tranche d'âge, le taux de chômage influence fortement le choix d'être actif. Pour une augmentation de 1 point du taux de chômage à une date t , on a une diminution du taux d'activité à la date $t + 1$ de l'ordre de 1,64 point. Mais quand nous regardons l'effet de long terme il est de -4,40 point de pourcentage. Le taux de chômage a pour effet de décourager l'agent qui décide de devenir actif. Si un étudiant hésitant à rentrer sur le marché du travail constate que la situation économique n'est pas la plus idéale pour se mettre à la recherche d'un emploi alors il préférera continuer les études et acquérir plus de qualifications.
- Enfin le coefficient β_6 du taux d'activité lagué nous dit que si le taux d'activité à la date $t - 1$ augmente de 1 point de pourcentage alors le taux d'activité à la date t va augmenter de 0,63 point.

Le graphique suivant compare la valeur estimée du taux d'activité selon les variables explicatives de notre modèle avec les valeurs réelles du taux d'activité :

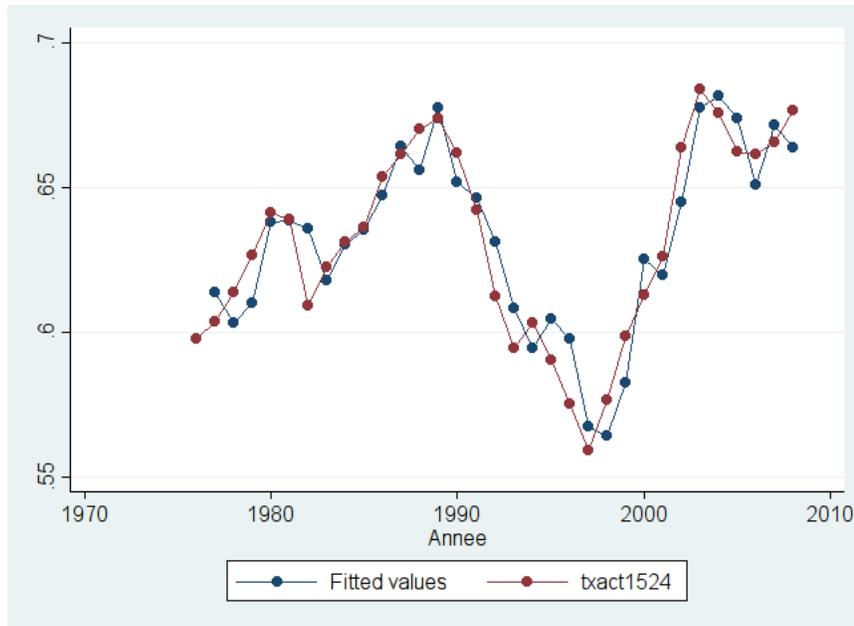


Figure 4: Taux d'activité estimé et réel des 15-24 ans

Ceci montre la pertinence du modèle car la courbe bleu, qui représente la valeur estimée du taux d'activité par nos variables indépendante, est toujours proche de la courbe du taux d'activité réel.

5.2 Les 25-54 ans

5.2.1 Description des données

Les graphiques suivants nous permettent d'avoir un bon aperçu de l'évolution des différentes variables utilisées pour la tranche d'âge 25-54 ans :

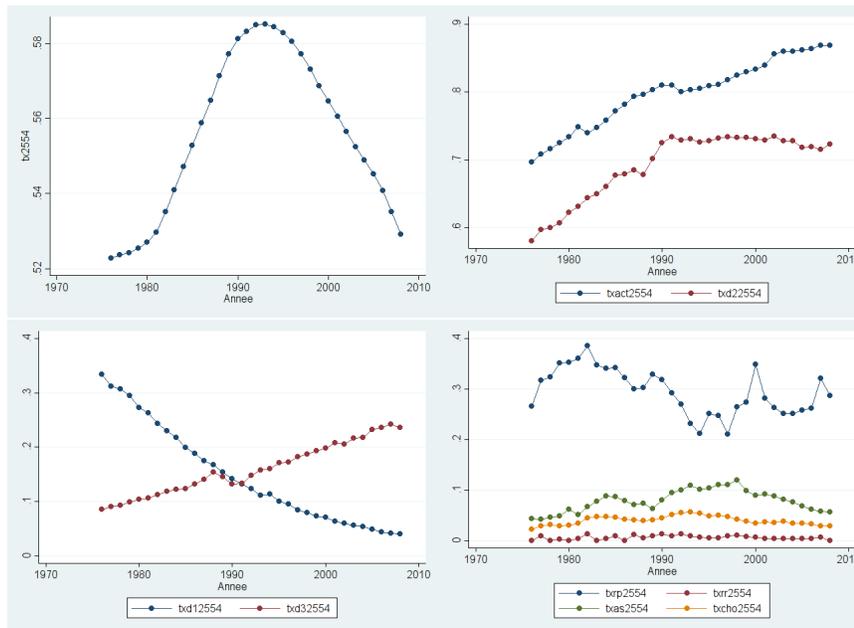


Figure 5: Graphiques de l'évolution des variables de la population 25-54 ans

- Dans le premier graphique, la population de 25-54 ans représente 52% de la population totale en 1976 puis augmente jusqu'à atteindre un pic de 59% en 1992 et retombe à 53% en 2008.
- Dans le deuxième graphique, le taux d'activité est en constante augmentation, malgré quelques petites chutes, durant la période analysée et passe de 70 à 88%. Le taux de diplômé de niveau 2 augmente en passant de 58% à 74% jusqu'en 1990 puis reste à ce niveau pour redescendre d'un ou deux points de pourcentage vers 2006 et 2007.
- Le niveau de diplôme de niveau 1 diminue constamment et perd trente points de pourcentage pour finir à 5% en 2008. Ceci montre un vrai effort de cette tranche d'âge pour atteindre un meilleur niveau d'éducation. Dans le même ordre d'idée, la courbe du niveau de diplôme de niveau 3 augmente

de manière continue sauf pendant l'année 1990, et passe d'un peu moins de 10% à 25% entre 1976 et 2008.

- La part de personnes touchant un revenu de placement fluctue pour rester à une moyenne de 30%. En ce qui concerne la proportion de personnes touchant l'assurance sociale, elle est à 4% en 1976 pour culminer à 12% en 1998 et redescendre à 6% en 2008. Ceux qui touchent la retraite ne sont pas plus de 2% et la part de chômeurs évoluent mais reste en moyenne à 3%.

5.2.2 Régressions

En se référant à l'équation (8), comme pour la tranche d'âge précédente, la constante et le coefficient de la variable du rapport de revenu ne sont pas significativement différent de 0, donc nous supposons que $\beta_0 = \beta_4 = 0$ pour gagner deux degrés de liberté et passer de 27 à 32 observations. Nous allons aussi supposer que β_6 est nul et estimer la régression suivante :

$$txact_t^{2554} = \beta_1 * txd1_t^{2554} + \beta_2 * txd2_t^{2554} + \beta_3 * txd3_t^{2554} + \beta_5 * txcho_{t-1}^{2554}$$

Si l'on fait un test d'autocorrélation nous avons les résultats suivants :

Table 5: Test d'autocorrélation pour les 25-54 ans

Variable	Coefficient (Std. Err.)
L.u21	0,605*** (0,136)
Intercept	0,000 (0,001)
N	31
R ²	0,407
F (1,29)	19,915

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

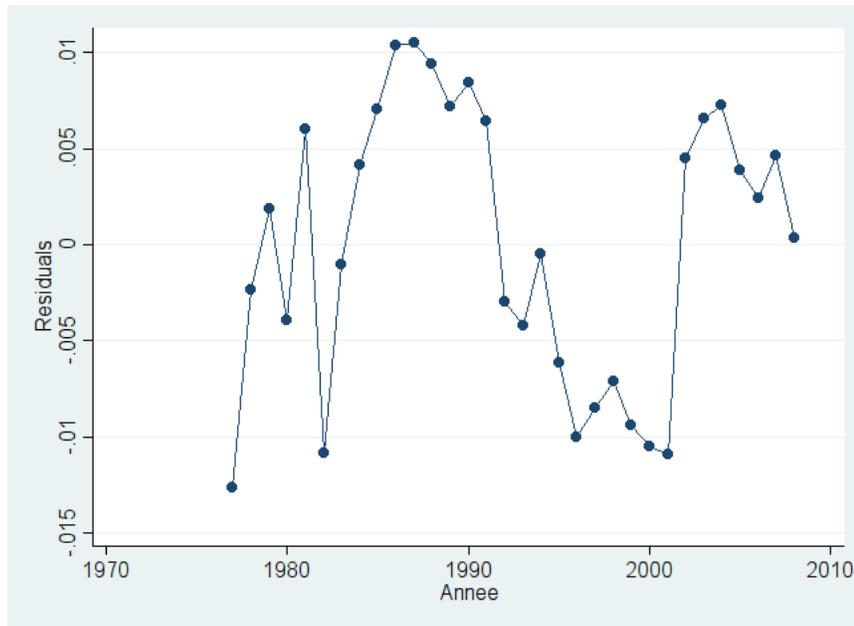


Figure 6: Graphique des résidus de la 1ère régression 25-54

Les résidus lagués ayant un coefficient significativement différent de zéro, nous avons un problème d'autocorrélation dans notre régression. Pour corriger ce problème nous ajoutons dans notre équation le taux d'activité lagué d'une période. Nous estimons alors cette équation :

$$txact_t^{2554} = \beta_1 * txd1_t^{2554} + \beta_2 * txd2_t^{2554} + \beta_3 * txd3_t^{2554} + \beta_5 * txcho_{t-1}^{2554} + \beta_6 * txact_{t-1}^{2554}$$

Si nous testons l'autocorrélation pour cette équation nous avons le résultat suivant :

Table 6: Résultats de la régression du taux d'activité des 25-54 ans

Variable	Coefficient (Std. Err.)
L.u22	0,115 (0,185)
Intercept	0,000 (0,001)
N	31
R ²	0,013
F (1,29)	0,386

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

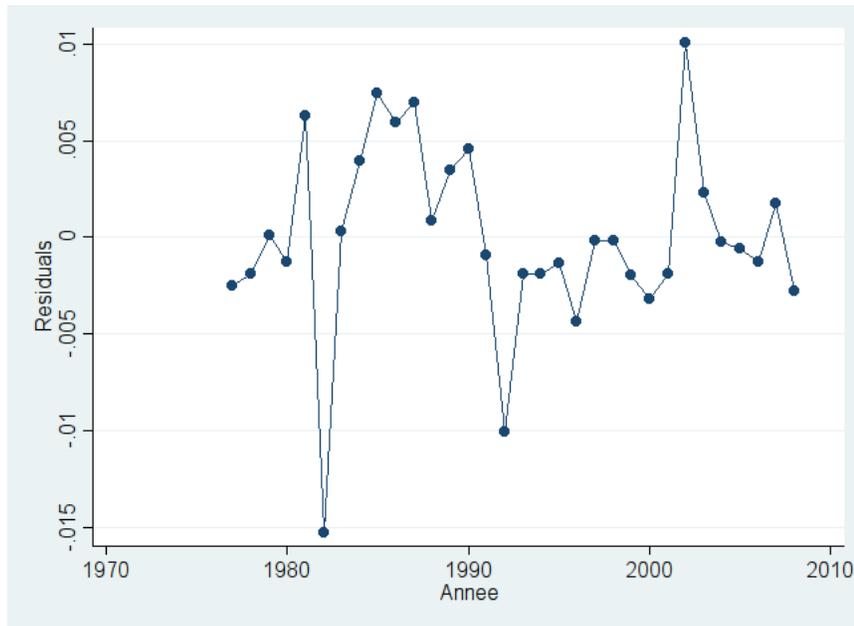


Figure 7: Graphique des résidus de la 2ème régression 25-54

Nous avons donc corrigé le problème d'autocorrélation en introduisant le taux d'activité lagué et nous pouvons donc maintenant détailler les résultats de notre estimation :

Table 7: Résultats de la régression du taux d'activité des 25-54 ans

Variable	Coefficient (Std. Err.)
txd12554	0,132*** (0,046)
txd22554	0,277** (0,115)
txd32554	0,298** (0,125)
L.txcho2554	-0,260 (0,201)
L.txact2554	0,694*** (0,121)
N	32
Root-MSE	0,00524
F (5,27)	150069,973

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

Nous pouvons observer que les coefficients sont moins significatifs que dans le modèle précédent. Bien que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse que le coefficient du taux de chômage est nul nous avons de ne pas le supposer nul car le Root-MSE du modèle avec est plus petit que sans. Le tableau suivant nous donne les effets de court et long terme de chaque coefficient :

Table 8: Coefficients de court et long termes pour la tranche d'âge 25-54 ans

Les variables	La valeur des coefficients	
	à court terme	à long terme
$txd1_t^{2554}$	0,132	$\frac{0,132}{1-0,694} = 0,431$
$txd2_t^{2554}$	0,277	$\frac{0,277}{1-0,694} = 0,905$
$txd3_t^{2554}$	0,298	$\frac{0,298}{1-0,694} = 0,974$
$txcho_{t-1}^{2554}$	-0,260	$\frac{-0,260}{1-0,694} = -0,85$

Les interprétations que nous pouvons faire avec les coefficients sont :

- Pour une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de diplômés de niveau 1 et une diminution de 1 point du taux de diplômé de niveau 2 nous observons un effet négatif sur le taux d'activité de l'ordre de -0,15 (= 0,132 - 0,277) point de pourcentage pour l'effet de court terme et de -0,474 (= 0,431 - 0,905) point de pourcentage pour l'effet de long terme.
- L'effet sur le taux d'activité de passer d'un diplôme de niveau 2 à un diplôme de niveau 3 est un peu plus faible. C'est une augmentation de

0,021 point pour l'effet de court terme et de 0,069 point pour l'effet de long terme. Pour cette tranche d'âge, l'effet du diplôme sur le taux d'activité est assez faible. Ceci d'une part à cause de la grandeur de la tranche d'âge (30 ans) qui nous empêche d'avoir un effet précis des variables dépendantes sur le taux d'activité. D'autre part, il faut remarquer que c'est dans ces âges que la population est la plus active, ce qui explique que la différence est quasi-nulle entre les diplômes 2 et 3 mais que l'augmentation de taux d'activité est plus que doublé par rapport à un diplôme de niveau 1.

- Même si le coefficient du taux de diplôme n'est pas significativement différent de zéro on peut dire qu'une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage entraîne une baisse de 0,26 point de pourcentage à court terme et 0,85 point de pourcentage à long terme.
- Enfin pour une augmentation de 1 point de pourcentage du taux d'activité à la date $t - 1$ on a une augmentation du taux d'activité à la date t de 0,694 point.

Dans le graphique suivant nous pouvons apprécier l'évolution de la courbe de taux d'activité avec celle du taux d'activité estimé par notre modèle qui est très proche de la réalité :

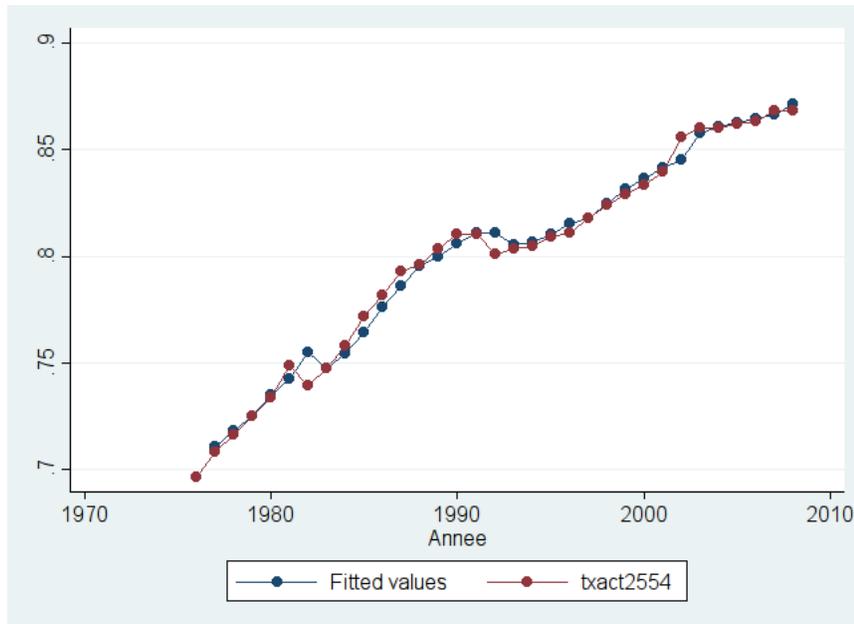


Figure 8: Taux d'activité estimé et réel des 25-54 ans

5.3 Les 55-64 ans

5.3.1 Description des données

Voici les graphiques qui nous permettent de connaître l'évolution des différentes variables de cette tranche d'âge :

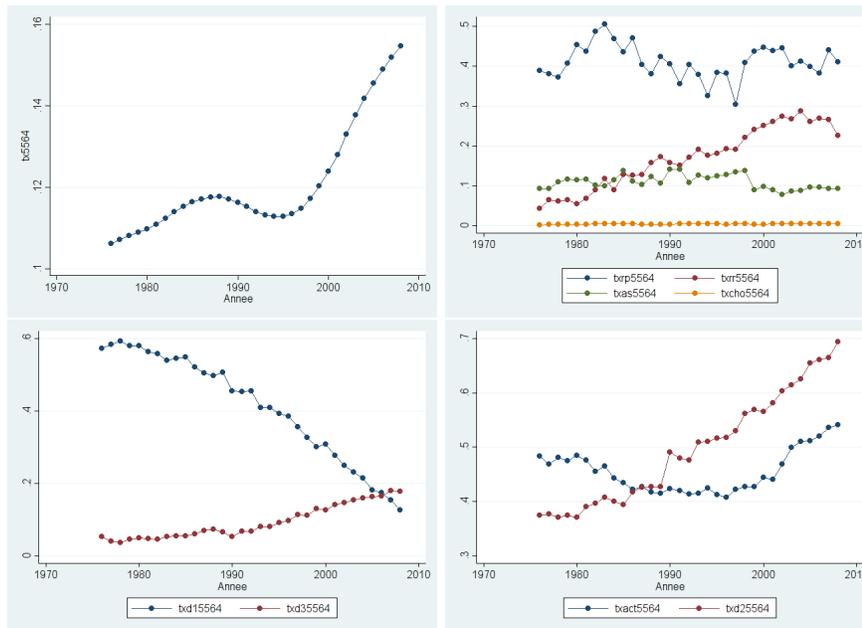


Figure 9: Graphiques de l'évolution des variables de la population 55-64 ans

- D'après le graphique 1 la part des individus ayant entre 55 et 64 ans dans la population totale est en augmentation mais ne dépasse pas les 1.6 points de pourcentage. Cette cohorte représente la plus faible part de la population dans notre échantillon.
- On remarque une baisse du taux d'activité qui passe de 50% à un peu plus de 41% au début des années 1990 puis qui remonte jusqu'à atteindre 65% en 2008. Le taux de diplômés de niveau 2 ne cesse d'augmenter durant la période étudiée et passe de 38% à 70% soit une augmentation de presque 100% en 32ans.
- À la différence du taux de diplômés de niveau 2 ceux du niveau 1 ne fait que diminué et passe de environ 60% en 1978 à 12% en 2008. C'est à dire que le nombre de payant n'ayant âgés de 55 à 64 ans qui n'ont pas eu au

minimum un diplôme de niveau secondaire à été divisé par trois en 32 ans. Le taux de diplômé de niveau 3 augmente comme celui de niveau 2 mais en moins grande proportion. En effet il passe de 4% en 1978 à 18% en 2008 avec une légère baisse à la fin des années 80.

- Sur le dernier graphique on voit que la courbe représentant le taux de personne touchant un revenu de placement sillonne entre 30 et 40% avec de fort écart entre deux années consécutives, puisque l'on peut constater des écarts de plus de 10% parfois. La part de personne qui reçoivent un revenu de retraite passe de 5% à un peu plus de 30%. Ceux qui bénéficient de l'assurance sociale représente environ 10% de la population et reste proche de cette valeur à travers le temps. Enfin cette tranche d'âge n'est pas beaucoup affectée par le chômage car il touche moins de 1% de la population.

5.3.2 Régressions

Toujours dans l'optique de minimiser l'indicateur "Root-MSE" en gardant un nombre d'observation convenable, nous avons d'abord supposé que les coefficients $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_4, \beta_5$ et β_6 de l'équation 8 sont nuls pour cette tranche d'âge. L'équation estimée ainsi que les résultats du test d'autocorrélation sont les suivants :

$$t_{act}_t^{5564} = \beta_3 * t_{d3}_t^{5564}$$

Table 9: Résultats du test d'autocorrélation de la régression du taux d'activité des 55-64 ans

Variable	Coefficient (Std. Err.)
L.résidus5564	0.999*** (0.036)
Intercept	-0.014** (0.007)
N	32
R ²	0.962
F (1,30)	761.492

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

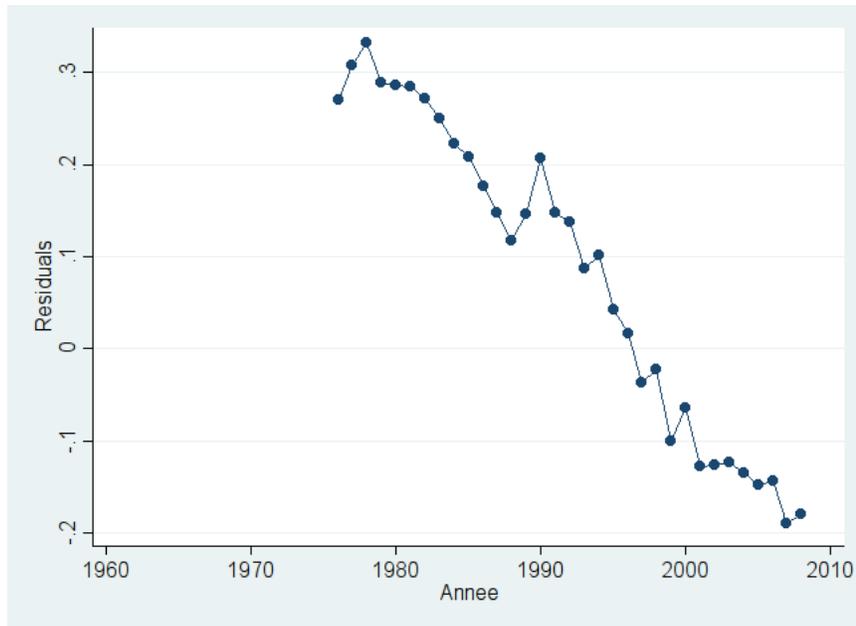


Figure 10: Graphique des résidus de la 1ère régression 55-64

Avec ce tableau nous voyons que nous avons un problème d'autocorrélation car les résidus lagués sont corrélés avec les résidus de l'équation précédente. Nous avons décidé d'ajouter à l'équation à estimer la variable du taux d'activité lagué pour corriger le problème d'autocorrélation. L'équation à estimer est maintenant la suivante :

$$tact_t^{5564} = \beta_3 * txd3_t^{5564} + \beta_6 * tact_{t-1}^{5564}$$

Le test d'autocorrélation de la nouvelle équation estimée est le suivant :

Table 10: Résultats du test d'autocorrélation de la régression du taux d'activité des 55-64 ans

Variable	Coefficient (Std. Err.)
L.residu5564	-0,214 (0,182)
Intercept	0,000 (0,002)
N	31
R ²	0,046
F (1,29)	1,388

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

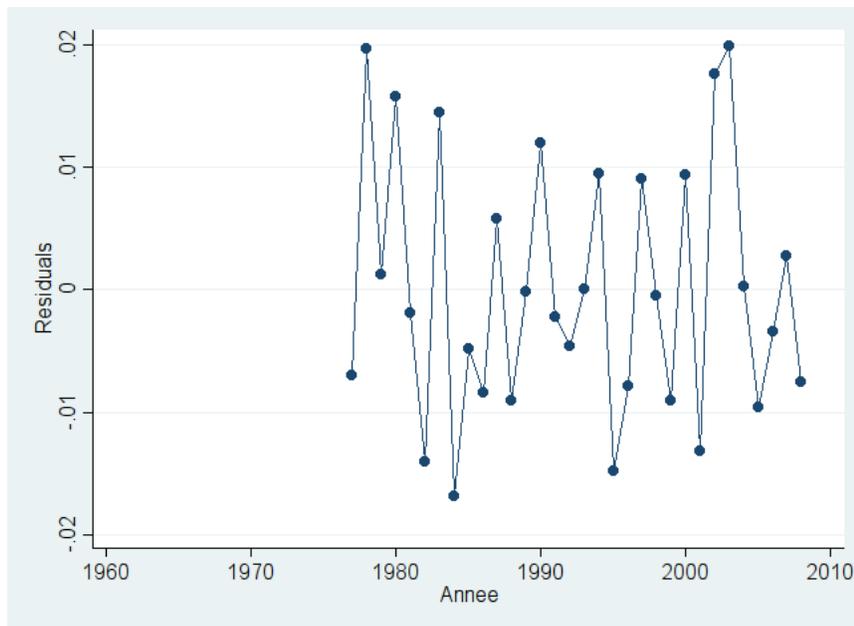


Figure 11: Graphique des résidus de la 2ème régression 55-64

Le problème d'autocorrélation a été éliminé par l'ajout du taux d'activité lagué comme variable explicative. Les résultats obtenus sont les suivants :

Table 11: Résultats de la régression du taux d'activité des 55-64 ans

Variable	Coefficient (Std. Err.)
txd35564	0,160*** (0,044)
L.txact5564	0,971*** (0,010)
N	32
Root-MSE	0,01069
F (2,30)	29054,11

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

L'information résumée dans ce tableau nous montre qu'une augmentation du taux d'activité d'un point de pourcentage en $t - 1$ augmente le taux d'activité à la date t de 0,97 point de pourcentage. Donc être actif à la période précédente réduit beaucoup le coût d'être actif à la période présente. Comme le taux d'activité lagué explique une grande partie des variations du taux d'activité les autres variables explicatives ne sont pas significatives.

Cependant, nous pouvons remarquer que l'effet du taux de diplôme de niveau 3 reste significatif et de l'ordre de 0,16 point de pourcentage à court terme pour une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de diplômés de niveau 3 et une baisse de un point du taux de diplômés de niveau 2 ou 1. En revanche il devient $\frac{0,16}{(1-0,97)} = 5,33$ points de pourcentage sur le long terme. Il est intéressant de constater qu'un diplôme universitaire aura un effet sur le taux d'activité plus à long terme et en fin de carrière. C'est également ce qui sera constaté pour la dernière tranche d'âge.

Dans le graphique ci-dessous nous avons le taux d'activité estimé par notre modèle ainsi que le taux d'activité des observations qui nous permettra de voir graphiquement la pertinence de notre modèle pour cette classe d'âges :

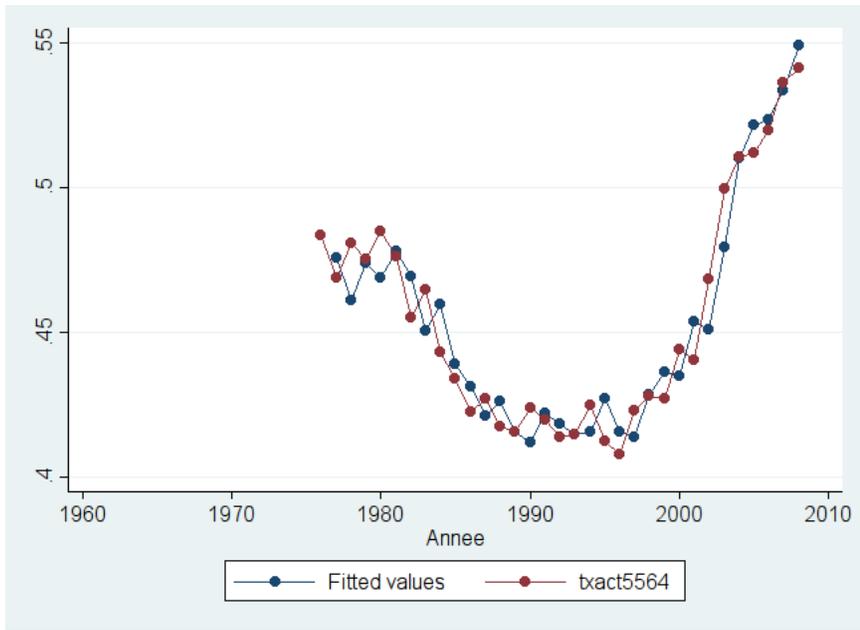


Figure 12: Taux d'activité estimé et réel des 55-64 ans

5.4 Les 65 ans et plus

5.4.1 Description des données

Les graphiques qui nous donnent l'évolution des différentes variables pour cette tranche d'âge sont les suivants :

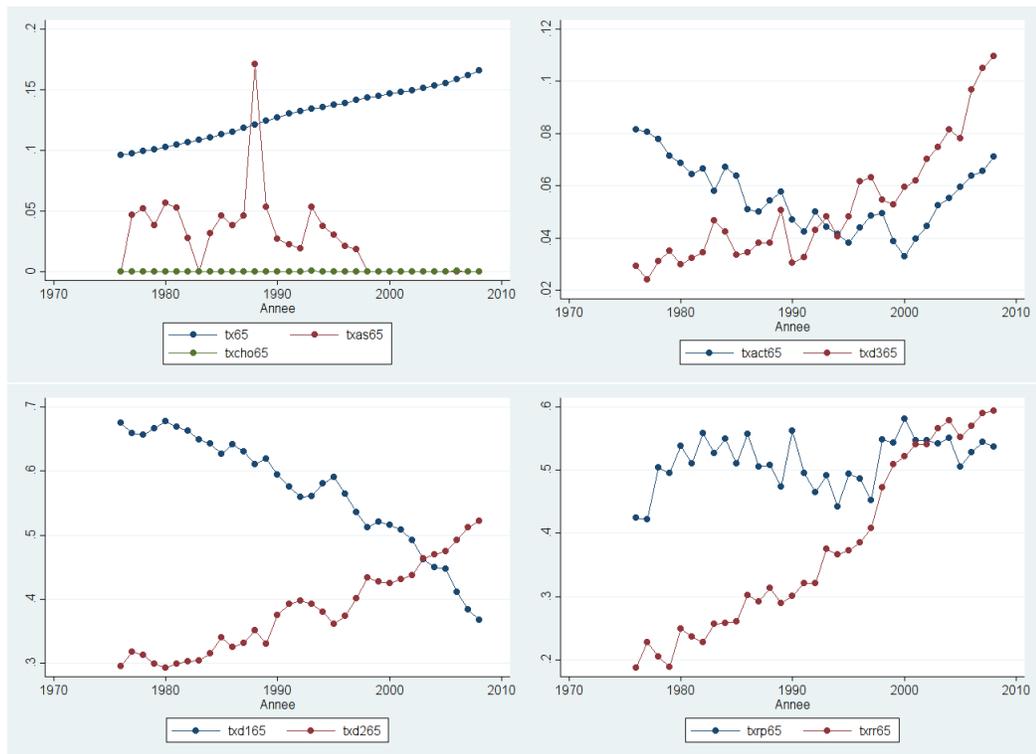


Figure 13: Graphiques de l'évolution des variables de la population 65 ans et plus

- Nous voyons dans le premier graphique que la part de la population québécoise âgée de 65 ans et plus n'a fait que d'augmenter au cours du temps en passant de 10% en 1975 à 17% en 2008. La variable qui nous indique la part de personne qui touchent l'assurance emploi est très volatile tandis que celle qui nous renseigne sur le taux de chômage reste à zéro.
- Dans le deuxième graphique nous observons une nette augmentation du taux de diplômés de niveau universitaire qui était aux alentours de 3% en 1975 et qui atteint les 11% en 2008. Le taux d'activité quant à lui a

tendance à diminuer de jusqu'en 2000 en passant de 8% à un peu moins de 4% puis ne fait qu'augmenter par après jusqu'à approcher les 7% en 2008.

- Le graphique en bas à gauche nous indique clairement les changements de tendance dans l'éducation de la population des 65 ans et plus. La part de ceux qui n'ont qu'un diplôme de niveau 1 chute fortement en passant de presque 70% à un peu moins de 40% tandis que ceux ayant un diplôme de niveau 2 représentaient 30% de la population en 1975 et un peu plus de 50% en 2008.
- Le dernier graphique nous montre que ceux qui touchent un revenu de placement représentent en moyenne 50% de la population et malgré une forte hausse entre 1976 et 1977 nous pouvons dire que cette variable reste constante à travers le temps. En revanche pour ce qui est du revenu de retraite, la population qui en bénéficie s'évalue à 20% en 1975 tandis qu'elle dépasse les 60% en 2008, avec une augmentation plus forte à partir des années 1990.

Ce fut difficile avec la population des 65 ans et plus d'obtenir des résultats d'estimation satisfaisants en raison de la volatilité du taux d'activité. Entre les années 1980 et 2000, ce dernier évolue en "dent de scie" et ceci empêche d'estimer son évolution avec les variables explicative dont nous disposons. Pour palier ce problème nous avons décidé de prendre une approximation de la variable dépendante à l'aide de la méthode des moyennes mobiles. Cette méthode nous permet de lisser la courbe du taux d'activité. Elle consiste à prendre les taux d'activité des années précédentes, leurs appliquer un poids que nous avons choisit et en faire une moyenne pour obtenir une nouvelle valeur du taux d'activité à la date t . Dans notre cas le taux d'activité à la date t , que nous qualifierons de lissé par la lettre s et entre parenthèse les poids appliqués aux variables, est calculé ainsi :

$$txact_t^{5564} s(221) = \frac{2 * txact_{t-2}^{5564} + 2 * txact_{t-1}^{5564} + txact_t^{5564}}{5}$$

Cette méthode limite le nombre d'observation car les deux premières années ne sont plus observables. Nous pouvons voir dans les graphiques suivants les différences entre le taux d'activité observé et le taux d'activité lissé.

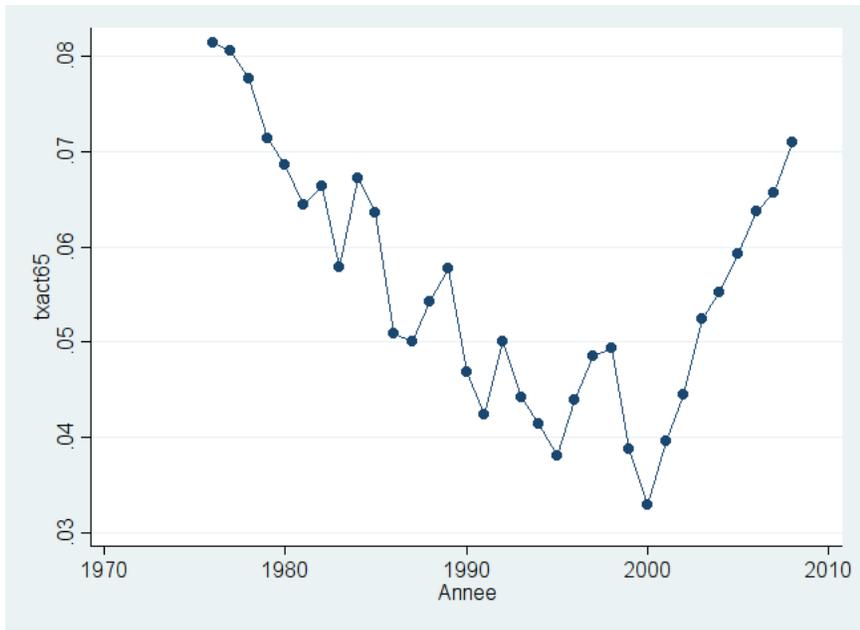


Figure 14: Taux d'activité observé des 65 ans et plus

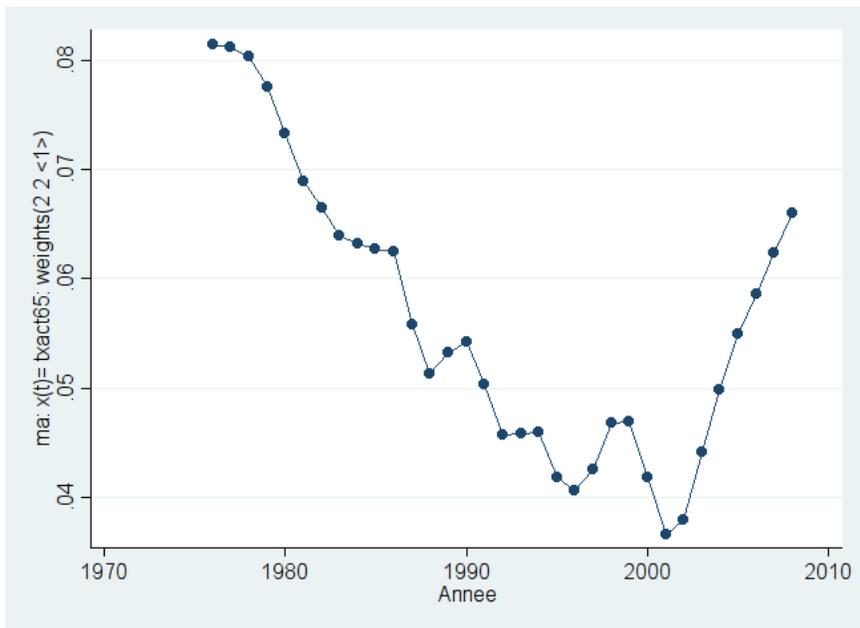


Figure 15: Taux d'activité lissé des 65 ans et plus

5.4.2 Régressions

En utilisant la variable du taux d'activité lissé comme variable dépendante nous avons trouvé des effets significatifs des différentes variables explicatives. Tout d'abord nous supposons que les coefficients $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ sont nuls. L'équation estimée ainsi que les résultats du test d'autocorrélation sont les suivants :

$$txact_t^{65} s(221) = \beta_3 * txd\mathfrak{D}_t^{65}$$

Table 12: Résultats du test d'autocorrélation de la première régression du taux d'activité des 65 ans et plus

Variable	Coefficient (Std. Err.)
L.residus65	0,949*** (0,053)
Intercept	-0,002 (0,002)
N	32
R ²	0,915
F (1,30)	323,689

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

Nous constatons un problème d'autocorrélation, il y a corrélation entre les résidus de l'équation précédente et les résidus lagués d'une période. Pour corriger ceci nous décidons d'ajouter la variable du taux d'activité lagué d'une période. Ce choix s'explique grace aux résultats obtenus dans le tableau suivant où l'on constate une corrélation entre le taux d'activité lagué d'une période et les résidus de l'équation.

Table 13: Résultats de la régression du taux d'activité lagué sur les résidus de la première régression du taux d'activité des 65 ans et plus

Variable	Coefficient (Std. Err.)
L.txact65s221	1,598*** (0,223)
Intercept	-0,080*** (0,013)
N	32
R ²	0,632
F (1,30)	51,509

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

La nouvelle équation à estimer est donc la suivante :

$$txact_t^{65} s(221) = \beta_3 * txd3_t^{65} + \beta_6 * txact_{t-1}^{65} s(221)$$

Les résultats de cette régression sont donnés dans le tableau ci-dessous suivi du graphique des résidus :

Table 14: Résultats de la régression du taux d'activité des 65 ans et plus

Variable	Coefficient (Std. Err.)
txd365	0,069*** (0,017)
L.txact65s221	0,929*** (0,017)
N	32
Root-MSE	0,0029
F (2,30)	6117,825

Niveau de significativité :

* : 10% ** : 5% *** : 1%

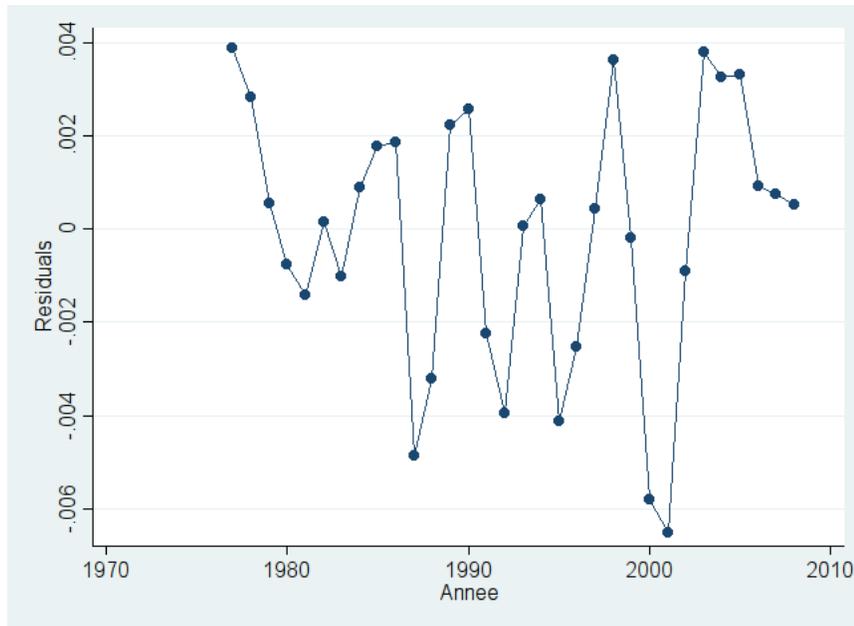


Figure 16: Graphique des résidus de la regression des 65 ans et plus

D'après le tableau nous interprétons les résultats de la manière suivante :

- Une hausse du taux de diplôme de niveau 3 de 1 point de pourcentage augmentera le taux d'activité à court terme de 0,07 point de pourcentage. Pour l'effet de long terme nous aurons une augmentation de l'ordre de $\frac{0,07}{(1-0,93)} = 1$ point de pourcentage. Les personnes ayant un diplôme de niveau universitaire passent plus de temps aux études avant d'entrer dans la vie active et doivent donc le quitter plus tard pour avoir le même nombre d'années de travail.
- Le coefficient du taux d'activité lagué nous informe qu'une hausse de 1 point de pourcentage du taux d'activité à la date $t - 1$ augmente le taux d'activité à la date t de l'ordre de 0,93 point de pourcentage.

Le graphique suivant montre la pertinence du modèle pour cette classe d'âge en illustrant conjointement le taux d'activité réel et estimé

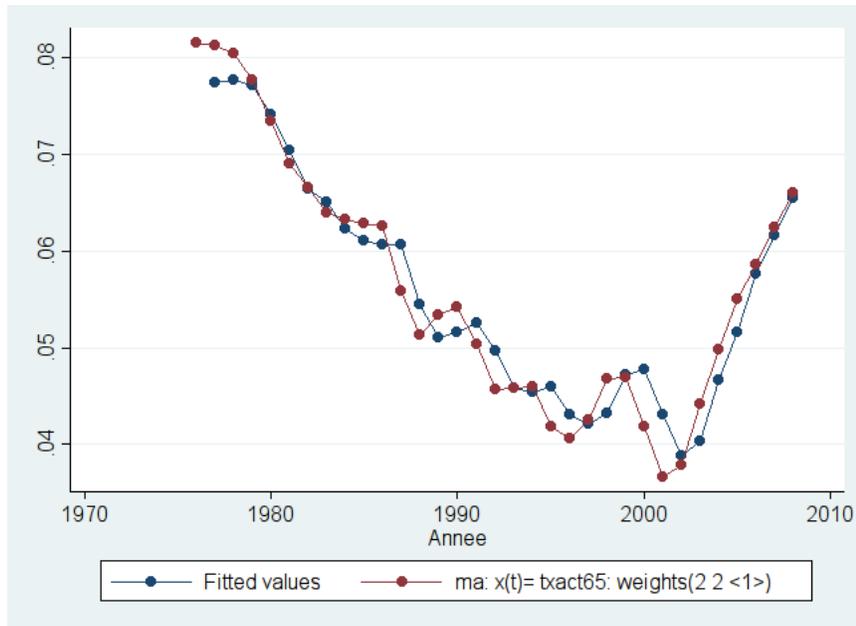


Figure 17: Taux d'activité estimé et réel des 65 ans et plus

6 Conclusion

Ce modèle décrit bien les fluctuations du taux d'activité de la population québécoise, divisée en 4 cohortes d'âge (15-24 ; 25-54 ; 55-64 et 65 ans et plus), en utilisant 4 catégories de variables explicatives, le taux de chômage, le revenu, le taux d'activité retardé d'une année et le niveau d'éducation. Le graphique à la fin de chaque une des quatre analyses montre que le taux d'activité estimé est toujours très proche du taux d'activité réel. Ceci est dû en partie à la variable du taux d'activité retardé d'une période dont le coefficient est toujours significativement différent de zéro. Cependant l'ampleur du coefficient est plus grand pour les personnes en fin de carrière, 0,929 pour les 65 ans et plus et 0,941 pour les 55-64 ans, par rapport aux deux premières cohortes, 0,627 pour les 15-24 ans et 0,694 pour les 25-54 ans. Le taux de chômage n'est significatif que pour les 15-24 ans. Ceci confirme les résultats d'Archambault et Grignon (1999) [2] qui insistent sur les réactions fortes de cette classe d'âge suite aux variations cycliques de l'économie. Nos résultats indiquent qu'une augmentation d'un point de pourcentage du taux de chômage diminue le taux d'activité des 15-24 ans de 1,641 points de pourcentage pour l'effet immédiat et de 4,399 points de pourcentage pour l'effet permanent. Le niveau d'éducation a un impact important pour cette cohorte. En raison d'un âge maximum dans cette cohorte fixé à 24 ans, nous ne pouvons pas distinguer les différences d'effets sur le taux d'activité du passage d'un diplôme de deuxième niveau à celui de troisième niveau car les individus qui obtiennent un diplôme de troisième niveau atteignent l'âge maximum avant de pouvoir entrer dans le monde du travail. En revanche nous avons montré que le passage d'un point de pourcentage du taux de diplômés du niveau 1 au niveau 2 ou 3 augmente le taux d'activité de 1,76 points de pourcentage pour le court terme et 4,71 points de pourcentage pour le long terme. Les variables du taux de diplômé pour la population entre 25 et 54 ans sont significatives quelque soit le niveau de diplôme. Les effets sont cependant plus nuancés que pour la cohorte précédente. Ici l'effet d'une augmentation d'un point de pourcentage du taux de diplômés de niveau 2 suite à la diminution du taux de diplômés de niveau 1 augmentera le taux d'activité de 0,14 point de pourcentage à court terme et de 0,47 point de pourcentage à long terme. Finalement, pour les deux dernières tranches d'âge, seule la variable du taux de diplômés de niveau 3 reste significative en plus de la variable du taux d'activité lagué. L'effet est cependant différent entre les deux classes. Pour les 55-64 ans une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de diplômés de niveau 3 au détriment du niveau 2 ou 1 à un effet de 0,16 point de pourcentage sur le taux d'activité à court terme et de 5,33 points de pourcentage pour le taux d'activité de long terme. Chez les 65 ans et plus pour le même changement le taux d'activité augmentera de 0,7 point de pourcentage à court terme et de 1 point de pourcentage à long terme.

Références

- [1] Stephanie Aaronson, Bruce Fallick, Andrew Figura, Jonathan Pingle, and William Wascher. The recent decline in labor force participation and its implications for potential labor supply. Technical report, Division of Research and Statistics Board of Governors of the Federal Reserve System, 2006.
- [2] Richard Archambault and Louis Grignon. La baisse du taux d'activité des jeunes depuis 1990 : Structurelle ou cyclique? *Canadian Business Economics*, 7(2) :44, May 1999.
- [3] Michael Baker and Dwayne Benjamin. Public pension programs and attachment to the labour force. In *Paper presented at the conference on adapting public policy to a labour market in transition*, Montréal, 1997. Institute for Research on Public Policy.
- [4] Paul Beaudry and Thomas Lemieux. Evolution of the female labour force participation rate in canada, 1976-1994 : a cohort analysis. *Canadian Business Economics*, 7(2) :36, May 1999.
- [5] Gary Standley Becker. A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, 75 :493–517, 1965.
- [6] John R. Besl and Balkrishna D. Kale. Older workers in the 21st century : active and educated, a case study. *Monthly Labor Review*, page 11, June 1996.
- [7] Pierre Cahuc and Anré Zylberberg. *Économie du travail : La formation des salaires et les déterminants du chômage*. De Boeck Université, 2001.
- [8] Pierre Cahuc and Anré Zylberberg. *Le marché du travail*. De Boeck Université, 2001.
- [9] Angus Deaton and John Muellbauer. An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, 70(3) :312–326, June 1980.
- [10] Bob Dugan and Benoit Robinoux. Demographic shifts and labour force participation rates in canada. *Canadian Business Economics*, 7(2) :42, May 1999.
- [11] Mario Fortin and Pierre Fortin. The changing labour force participation of canadians, 1969-96 : Evidence from a panel of six demographic groups. *Canadian Business Economics*, 7(2) :12, May 1999.
- [12] Howard N. Fullerton. Labor force 2006 : slowing down and changing composition. *Monthly Labor Review*, 120(11), 1997.

- [13] James J. Heckman. What has been learned about labor supply in the past twenty years? *The American Economic Review*, 83(2) :116–121, May 1993.
- [14] Irene Ip. Le taux d'activité de la population canadienne : son évolution et ses tendances. Technical report, Revue de la Banque du Canada, 1999.
- [15] Irene Ip, Sheryl King, and Genevieve Verdier. Structural influences on participation rates : A canada-u.s. comparison. *Canadian Business Economics*, 7(2) :25, May 1999.
- [16] Philip Jennings. School enrolment and the declining youth participation rate. Technical report, Department of human resources development Canada, 1998.
- [17] Claude Lavoie and Ali Béjaoui. La situation de l'emploi des jeunes au canada : Quelques explications et perspectives d'avenir. Technical report, Department of human resources development Canada, 1998.
- [18] Kevin Murphy and Robert Topel. Unemployment and nonemployment. *American Economic Review*, 87 :295–300, May 1997.