



THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

L'enseignement permet-il de lutter contre le chômage ?

Ze Belinga, Junior

Award date:
2019

Awarding institution:
Universite de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Mémoire de fin d'études :

**L'enseignement permet-il de lutter contre le
chômage ?**

ZE BELINGA Junior Loïc

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Auguste Debroise, Doux Baraka Kusinza, François-Xavier Ledru

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier l'ensemble des professeurs de l'Université de Namur pour leur aide et leurs conseils lors de la rédaction de ce travail et lors des différents rendez-vous programmés tout au long de ce séminaire.

Contenu

| | | |
|-----|---|----|
| 1. | Introduction | 1 |
| 2. | Revue de la littérature (2 à 4 pages) | 3 |
| 3. | Présentation du modèle et de la méthode | 7 |
| 4. | Description et explication des données | 11 |
| 5. | Résultats | 17 |
| 5.1 | Qualité du modèle | 19 |
| 5.2 | Tests d'hypothèse | 20 |
| 5.3 | Significativité des variables explicatives | 23 |
| 5.4 | Effets Marginaux des variables significatives | 24 |
| 5.5 | Explication des variables significatives | 25 |
| 6 | Conclusion..... | 28 |
| 7 | Bibliographie..... | 30 |
| 5 | Annexes..... | 31 |

1. Introduction

L'Organisation Internationale du Travail (ILO) a affirmé que les jeunes entre 16 et 25 ans ont perdu 17 millions d'emplois sur l'ensemble de la planète durant l'année 2009. Le taux de chômage des jeunes au sein de l'Union Européenne selon les données de l'Eurostat datant de novembre 2018 est estimé à 15,8% selon le pays concerné le mettant à l'agenda de nombreux gouvernement européens. Les taux les plus faibles en novembre 2018 ont été observés en Tchéquie (4,9%), en Allemagne (6,1%) et aux Pays- Bas (6,9%), tandis que les plus élevés ont été enregistrés en Grèce (36,6% en septembre 2018), en Espagne (34,1%) et en Italie (31,6%). Herman Van Rompuy, lors de son second mandat à la tête du Conseil Européen, déclarait en 2013 que « le taux actuel du chômage chez les jeunes se trouve à un niveau alarmant cachant de nombreuses vérités et des causes profondes¹ ». En effet, beaucoup de pays dans la zone Europe se caractérisent culturellement par un paternalisme du savoir encrer dans les mœurs qui se matérialise souvent par la détention d'un diplôme de préférence de l'enseignement supérieur qui permettrait de garantir des connaissances minimums mais aussi de déterminer une carrière professionnelle. Il est donc fondamental pour les jeunes de se constituer un capital humain conséquent pour se donner le maximum de chances de trouver un emploi afin de s'assurer une vie respectable et s'affranchir dans une certaine mesure des difficultés d'accès à l'emploi auxquelles sont confrontés les personnes qui entrent dans la vie active sans diplôme notamment.

Graphique 1. Evolution du taux de chômage des jeunes



¹ https://www.consilium.europa.eu/uedocs/cms_data/docs/pressdata/en/ec/137290.pdf

Afin de comprendre ce problème du chômage chez les jeunes, il est nécessaire de le traiter sous deux aspects fondamentaux : le marché du travail et l'éducation. L'éducation est une des missions principales de tout gouvernement et les nombreuses réformes que traversent, à sensiblement les mêmes intervalles, les systèmes éducatifs des pays de l'OCDE en sont une preuve bien visible. Ainsi, en Belgique on peut mettre en avant les tout récents changements apportés par la mise en place du pacte d'excellence. Aujourd'hui, les étudiants de ces pays sont régulièrement évalués par divers tests standardisés et les résultats sont abondamment décortiqués et commentés. Le but de cette étude quantitative sera donc de mesurer l'importance de la qualité de l'enseignement sur la situation des jeunes sur le marché de l'emploi. Aussi, nous effectuerons des tests afin de vérifier si l'éducation est une arme efficace pour préparer les étudiants au marché du travail.

La littérature sur le sujet ne tend pas vers un consensus. Des études académiques mettent en lien entre le chômage et les compétences cognitives ABRASSART (2011), ZLATKO et IHSAN AJWAD (2014) . Celles-ci ont remplacé ou complété les conditions et régulations du marché du travail ou la structure démographique comme déterminants du taux du chômage. HANUSHEK et KIMKO (2000) ont établi une relation forte entre les résultats aux tests internationaux en mathématiques et sciences et la croissance du PIB d'une nation. D'autres études avancent ainsi que, plus que les compétences cognitives, la quantité d'éducation serait un déterminant important de la croissance. Il n'existe de plus pas d'analyse indiquant clairement si augmenter les compétences cognitives des jeunes va améliorer leur situation sur le marché de l'emploi.

Dans leur rapport destiné à la Commission Européenne, KRAMARZ et VIARENGO (2015) dressent un panorama d'ensemble de la situation du chômage chez les jeunes en Europe et présentent trois grands axes afin de lutter contre cette croissance du chômage chez les jeunes. Premièrement, le besoin de renforcer la qualité de l'enseignement et les diverses connaissances acquises durant le parcours scolaire des étudiants. Ensuite, ils pointent la nécessité de garantir cet enseignement à tous dans ce qu'ils qualifient les « stratégies de prévention » et les « stratégies correctives ». Ces interventions sont destinées à aider les plus démunis, que celles-ci se déroulent dans un cadre préscolaire pour les plus jeunes ou plus tard pour les personnes ayant déjà vécu des périodes de chômage ou dans la période de transition entre le milieu scolaire et celui de l'emploi. Nous nous pencherons donc plus

particulièrement sur ces trois axes en tentant de voir quelles stratégies sont potentiellement les plus efficaces. Nous compléterons ce rapport par un aspect quantitatif en nous basant sur les récents résultats obtenus par les étudiants aux tests PISA. Nous récolterons les données de pays développés lors des quatre derniers tests PISA et de divers déterminants du chômage au cours de la même période. Les principaux résultats de notre analyse quantitative sont que la qualité de l'enseignement a plus d'impact sur la situation des jeunes sur le marché du travail que la quantité d'enseignement fournie. Améliorer l'enseignement sera donc plus efficace pour lutter contre le chômage que simplement une année d'étude supplémentaire. Certaines branches de l'enseignement notamment les branches scientifiques semblent également avoir plus d'impact sur les chances des jeunes pour trouver un emploi. Une autre conclusion intéressante est l'absence de significativité des réformes sur le marché du travail sur le taux d'emploi des jeunes même si la période de crise peut expliquer ce résultat contradictoire avec les résultats initiaux. D'autres axes sont de meilleurs vecteurs pour lutter contre les difficultés rencontrées par les jeunes sur le marché de l'emploi lors des périodes de récession.

Dans la suite de cette analyse, nous passerons en revue la littérature contemporaine traitant du chômage des jeunes (section 2) avant d'expliquer le modèle que nous testerons (section 3). Ensuite, nous présenterons les données utilisées (section 4) avant de fournir notre interprétation des résultats obtenus via notre modèle et de conclure (section 5 et 6).

2. Revue de la littérature (2 à 4 pages)

Dans cette section, nous revisiterons la littérature concernant le chômage des jeunes sous différents aspects. Premièrement, nous passerons en revue la théorie concernant les conséquences du chômage pour les jeunes. Ensuite, nous aborderons les différents déterminants du chômage avant de terminer par la littérature traitant du lien entre éducation et chômage.

Un taux de chômage élevé des jeunes a plusieurs conséquences et impacts importants. Premièrement, les personnes ne trouvant pas un emploi ne peuvent développer leurs compétences selon la théorie du capital humain développée par BECKER (1964). Pour les jeunes, ces effets sont d'autant plus importants de par la nature du public ciblé et donc le nombre d'années de travail encore à fournir. Ils perdent de précieuses années d'expérience, retrouvent encore plus difficilement un emploi ou juste de qualité bien moindre et précaire et ont des revenus sur leur vie entière plus faibles. [Cf. KLUVE (2014)]. De plus, une

limitation dans les opportunités d'emploi pour les jeunes peut, même dans les pays membres de l'OCDE, mener à une augmentation dans le nombre de crimes commis et dans le bien-être économique des jeunes affectés pouvant aller jusqu'à créer une génération perdue [cf. CARD et KRUEGER (1996)].

Si selon cette théorie les risques sont donc importants, elle est également une des causes de la situation moins avantageuse des jeunes sur le marché du travail [cf. PASTORE (2018)]. Les jeunes ont en effet un capital humain de départ plus faible. Cela peut s'expliquer par le cas de jeunes quittant le milieu scolaire plus tôt mais aussi par les jeunes terminant leurs études secondaires ou tertiaires et qui manquent encore d'expérience ou de compétences spécifiques à un emploi. Celles-ci peuvent même prendre plusieurs années avant de les acquérir.

Il existe de nombreux modèles différents, et donc de variables, dans la littérature pour expliquer le chômage. Les variables employées peuvent varier en importance et parfois même voir leur signe changer selon le modèle choisi par l'auteur de la recherche [cf. LEE et NEWHOUSE (2013)]. Il est toutefois toujours expliqué par différents grands groupes de variables. Le premier groupe concerne les conditions macroéconomiques. La variable clef dans ce groupe est la croissance du PIB telle que reprise par la Loi d'Okun². D'autres variables significatives de ce premier regroupement et parfois utilisés pour caractériser le chômage sont la croissance de la productivité, l'ouverture au commerce, le taux d'inflation et le taux d'intérêt réel. Le second groupe comprend les variables démographiques ou structurelles. Sont ainsi reprises dans ce deuxième ensemble, la densité de population ou le ratio de jeunes du côté démographique et la répartition sectorielle de la production ou les liens entre structure financière et l'économie réelle, mesurée par un indice de liberté économique par exemple, pour le deuxième groupe. Le dernier groupe est constitué des variables institutionnelles telles que les taxes du travail, le niveau des allocations de chômage, le degré de syndicalisme, la structure de négociations collectives ou les politiques sur le marché du travail. L'OCDE, dans son rapport de l'année 2006, rajoute le niveau des taxes en tant que variable clef expliquant le niveau de chômage dans les pays membres. Dans son rapport de l'année 2011, l'OCDE va encore plus loin en mettant en lien les compétences acquises au cours de la scolarité et le taux de chômage des jeunes. En effet, un décalage est souvent observé entre les formations et la demande sur le marché du travail. Les diplômés

² <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.472.9600&rep=rep1&type=pdf>

de la filière professionnelle affichent par exemple un taux de 8.5 points de pourcentage supérieur à ceux de la filière générale.

CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI (2012) donnent une estimation de l'impact des différentes politiques et réformes sur le taux de chômage des jeunes mises en place par les gouvernements de pays développés durant les trente dernières années. Les résultats majeurs de cette estimation économétrique sont que ces déterminants ont un impact beaucoup plus important sur le taux de chômage des jeunes que sur le taux de chômage global. S'ils désirent le combattre, les gouvernements devraient en priorité stimuler la croissance économique. Ensuite, leur attention devrait se porter sur l'implantation de réformes du marché du travail et de la liberté économique sur le marché des produits. Ces mesures seraient d'autant plus bénéfiques que les pays visés ont une situation négative pour leurs jeunes.

JIMENEZ (2012) avance que la solution au problème de ce chômage élevé réside dans l'amélioration de la qualité de l'enseignement et des compétences cognitives des étudiants plutôt que dans la simple augmentation du nombre d'année d'études. Ils ont ainsi choisi d'étudier la relation entre ces compétences cognitives et le chômage là où la littérature précédente préférait, pour l'expliquer, se concentrer sur d'autres facteurs tels que la structure démographique, les conditions du marché du travail ou la réglementation de ce dernier. Ce focus récent a deux origines. Premièrement, le fait que les compétences cognitives sont un déterminant fort de résultats positifs chez les adultes. Cette relation reflète le rôle de compétences non-cognitives telles que la motivation et la conscience qui sont corrélées aux compétences cognitives. Un étudiant obtenant de bons résultats aux tests standardisés sera souvent un étudiant motivé qui sera mieux armé face au marché du travail et il aura plus de chances de trouver un emploi. Deuxièmement, les différents travaux de HANUSHEK détectant un lien fort entre les résultats aux tests cognitifs et les conséquences sur la croissance dans deux études. Principalement, deux études sur une importante base de données sur 40 ans prouvent ainsi une forte relation positive entre les résultats aux tests et le taux moyen de croissance du PIB pour la période allant entre 1960 et 2000. Toutes deux études aboutissent aux mêmes conclusions indiquant que les compétences cognitives d'une population ont des conséquences importantes sur la croissance économique et la répartition des revenus prouvant qu'améliorer ces compétences est la solution pour améliorer le développement économique d'un pays et donc les conditions sur le marché du travail des jeunes. Dans son premier travail avec KIMKO (cf. HANUSHEK et KIMKO (2000)), les résultats de son analyse empirique suggèrent que la qualité de la force de travail est importante pour la croissance et que cette qualité provient principalement de la qualité

l'enseignement. Les ressources dépensées dans l'éducation ne semblent toutefois pas avoir d'importance. De même, la quantité de l'enseignement n'a que peu d'influence pas la croissance. En effet, leurs résultats indiquent que l'effet sur la croissance d'une augmentation d'un point dans l'écart-type de leur variable mesurant la qualité est aussi important que neuf années d'études dites « moyennes ». Les résultats vont être approfondis par HANUSHEK et WAUSSMAN (2010). Ici, leurs résultats vont montrer que l'impact sur la croissance est plus fort si l'amélioration des compétences cognitives des étudiants concerne les étudiants les plus doués et ceux obtenant les résultats les plus faibles. Si de nombreux pays se sont souvent uniquement concentrés sur un des deux aspects : la stratégie la plus efficace pour améliorer la croissance est de renforcer ces deux aspects.

LEE et NEWHOUSE (2013) revisitent les résultats obtenus par HANUSHEK et WAUSSMAN (2010). S'ils confirment tout d'abord la relation positive détectée, la corrélation apparaît toutefois comme plus faible que précédemment particulièrement quand on isole la période allant de 1990 à 2010 ou si on introduit de nouveaux pays dans le modèle. De plus, des pays obtenant de meilleurs résultats peuvent être expliqués justement par une croissance plus importante. Par exemple, une croissance plus élevée peut inciter des parents et leurs enfants à produire de plus grands efforts dans le cadre scolaire parce que la récompense à la fin sera plus attirante grâce à la conjoncture. Les deux auteurs démontrent ensuite la relation positive entre les compétences cognitives et l'emploi ultérieur des jeunes. Des relations inverse avec le taux de chômage, l'oisiveté des jeunes, le ratio de chômage³ et positive avec la qualité de l'emploi conditionné au fait de travailler sont ainsi détectées. Ce premier résultat est même robuste à l'inclusion des effets fixes.

NOVELLA et DUVIVIER (2015) observent, lors de la récente crise, à l'échelle de la Belgique les taux de sortie du chômage pour différents niveaux de qualifications chez des jeunes qui n'ont aucune expérience professionnelle. Elles en tirent plusieurs relations. Premièrement, une corrélation positive entre le diplôme obtenu et la chance de trouver rapidement un emploi une fois les études terminées. D'autres facteurs rentrent également en compte : le genre, la région de résidence, la nationalité et l'âge. Les jeunes flamands présentent par exemple un taux de sortie plus élevé que ceux dont la résidence se situe en Wallonie ou à Bruxelles. L'âge et le sexe peuvent également être discriminants, les plus jeunes diplômés trouvant plus rapidement un emploi durant les deux périodes concernées par l'étude. Par ailleurs, si cette étude nous permet de constater que les citoyens issus de

³ la loi d'Okun ou Intuition d'Okun met en relation linéaire le taux de croissance du PIB d'un pays et l'évolution de son taux de chômage

l'union européenne ont souvent presque les mêmes chances de trouver un emploi à Bruxelles et en Wallonie, qu'en est-il alors des immigrés non-UE résidents en Belgique. Selon le rapport du conseil supérieur de l'emploi (2017), un immigré né en dehors de l'union européenne à environ 22 % de chances en moins de trouver un emploi qu'une personne née en Belgique. De 2008-2014, les natifs présentaient des taux d'emploi moyens de 75,6 % alors que les immigrés nés en dehors de l'UE étaient en emploi à 49,6 % cet écart entre le taux d'emploi des natifs et des immigrés se justifie par plusieurs raisons notamment par l'âge, le genre, la région d'habitation, niveau d'éducation et c'est ce dernier qui en explique la majeure partie. La Belgique est une terre d'accueil pour des immigrés ayant parfois un faible niveau d'éducation et ces derniers sont confrontés à des difficultés à trouver un emploi décent et affiche un taux de pauvreté supérieur aux natifs quand bien même ces derniers seraient sans emploi ce qui a souvent aussi un impact sur la scolarité de leur progéniture née ici. On pourrait penser qu'à diplôme égal les immigrés auraient les mêmes chances que les natifs sur le marché de l'emploi Sauf que ce rapport estime le gain en termes de taux d'emploi de la détention d'un niveau d'éducation plus élevé est différent de celui qu'affiche les natifs. Là où ces derniers ont un gain de 37, les immigrés originaires du Maghreb et de l'Afrique subsaharienne quant à eux en sont à 24.9.

3. Présentation du modèle et de la méthode

Dans cette section, nous présenterons les différentes variables choisies pour capturer les variations dans le taux de chômage des jeunes après leur sortie du milieu scolaire. Celles-ci seront celles incluses dans le modèle développé par CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI (2012). Le modèle développé devra mesurer l'impact des résultats obtenus lors des tests PISA sur le taux de chômage des jeunes. Le modèle étudiera les variations du taux de chômage des jeunes dans un ensemble de 26 pays européens à haut revenu, membres de l'organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) et dont les étudiants sont soumis aux tests standardisés PISA. Il est important de préciser que les résultats procurés par le modèle seront empiriques. Ceux-ci ne capteront en effet peut-être pas le lien réel qui existe entre qualité de l'enseignement et taux de chômage. Par exemple, une nation où les étudiants ont des résultats aux tests standardisés très élevés peut pousser ceux-ci à poursuivre des études supérieures ce qui réduira forcément le taux de chômage en réduisant le nombre de personnes sur le marché de l'emploi. Dans le même sens, il est compliqué de quantifier avec précision l'impact de l'éducation, en particulier sur le chômage souvent spécifié et modélisé de façon différente. HANUSHEK et KIMKO (2000) avaient

par exemple, dans leur travail liant éducation et productivité, relevé qu'une variation d'un point dans l'écart-type des résultats obtenus aux tests correspondait à un changement de plus d'un point de pourcentage dans la croissance du PIB. Un résultat, sans remettre en cause le lien détecté, qu'ils considéraient déjà comme « invraisemblablement large ».

Au niveau des observations, les pays étudiés sont les suivants: l'Autriche, la Belgique, la République Tchèque, le Danemark, l'Estonie, la Finlande, l'Allemagne, la Grèce, la Hongrie, l'Islande, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, le Luxembourg, les Pays-Bas, la Norvège, la Pologne, le Portugal, la Slovaquie, la Slovénie, l'Espagne, la Suède, la Suisse et le Royaume-Uni. Se limiter à ces pays à haut revenu permettra de collecter des données fiables nécessaires à l'analyse quantitative particulièrement quand elles concernent les réformes et politiques du marché du travail. La période couverte ira de 2006 à 2015. Durant cette période, les étudiants de ces pays seront évalués à quatre reprises par le test PISA (en 2006, 2009, 2012 et 2015). Nous aurons des données en panel et nous utiliserons également un panel à effet fixe dans une régression supplémentaire afin de tenir compte des effets particuliers à chaque pays. En effet, chaque pays a une culture différente liée à l'enseignement. Un état peut par exemple encourager les élèves à poursuivre des études supérieures faisant donc chuter son taux de chômage chez les jeunes.

La variable expliquée sera le taux de chômage des jeunes :

- YUR : représentera le taux de chômage des jeunes de 15-24 ans. Il sera calculé comme le rapport entre le nombre de jeunes au chômage sur la force de travail totale des jeunes.

La variable explicative sera ainsi PISA :

- PISA : représentera ainsi la moyenne arithmétique obtenue lors des trois différentes branches évaluées par le test PISA. Les différentes branches évaluées par les tests PISA (mathématiques, sciences et lecture) seront également utilisés comme variables dans différentes régressions afin de voir si les variations dans l'une d'entre elles ont plus d'influence sur le taux de chômage.

La variable CONDITIONELLE sera également utilisée dans une régression. Elle mesurera l'impact de l'éducation en tenant compte aussi bien de la moyenne des étudiants que de l'écart-type de ces résultats. Cela afin de mesurer quel axe préconisé par Kramarz afin de lutter contre le problème du chômage est le plus efficace.

- ⇒ Le signe attendu de ces variables est négatif. Une augmentation dans les résultats des jeunes devrait améliorer leurs compétences et mieux les armer face au marché du travail.

Afin de vérifier l'impact de la qualité de l'éducation sur le taux de chômage des jeunes, nous avons d'abord listé les différents déterminants du chômage et particulièrement de la tranche d'âges étudiée. Celles-ci font partie des plusieurs regroupements de variables décrits plus haut. Le modèle économétrique développé CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI nous permet de lister ces différents déterminants et de les utiliser comme variables de contrôle dans notre modèle :

- GDP Growth : croissance annuelle du PIB en t-1.
 - ⇒ Le signe attendu est négatif, un pays en croissance devrait être créateur d'emplois.

- Inflation : taux d'inflation annuel mesuré par l'indice des prix à la consommation.
 - ⇒ Selon la relation empirique de la courbe de Phillips⁴, inflation et taux de chômage sont reliés négativement.

- Real Interest Rate : taux d'intérêt réel. Il est ici mesuré par le PIB.
 - ⇒ Une diminution des taux d'intérêt devrait augmenter l'investissement et donc la demande de biens et services et donc de travailleurs. Le signe attendu est donc positif.

- Population : Pourcentage de la population dont l'âge est supérieur à 14 ans.
 - ⇒ Une augmentation de la population devrait augmenter la demande de biens et services et donc la production des entreprises qui devraient dès lors engager.

- EFI (Economic Freedom Index⁵) : Cet index, développé par l'Institut Fraser, mesure le degré liberté économique d'une nation dans différents domaines.
 - 1) Taille du gouvernement : taxes, allocations et entreprises.
 - 2) Droits de propriété
 - 3) Accès à une monnaie saine

⁴⁴ la courbe de Phillips est une courbe illustrant une relation empirique négative (relation décroissante) entre le taux de chômage et l'inflation ou taux de croissance des salaires nominaux.

⁵ <https://www.fraserinstitute.org/studies/economic-freedom>

- 4) Liberté de commercer internationalement
- 5) Règlements du travail, du crédit et des affaires

Les valeurs prises par cet index sont comprises entre 0 et 10 et sont calculées comme la moyenne arithmétique des notes reçues dans chacune des cinq catégories définies plus haut. Au plus la valeur est élevée, au plus les personnes résidant dans ce pays sont libres économiquement. Les politiques et institutions de la nation laissent les individus prendre leurs propres décisions économiques. Par exemple, dans un pays dont l'indice est élevé, les biens des individus sont protégés, le système juridique traite l'ensemble de la population de manière équitable et l'environnement monétaire est stable. Les impôts sont généralement à un niveau bas et il n'existe pas de barrière au commerce international.

⇒ Un pays plus libre économiquement devrait voir son taux de chômage diminuer.

- Part Time : mesure le taux d'emploi à temps partiel. Ratio entre le nombre de travailleurs à temps partiel et le nombre total de personnes au travail.
 - ⇒ Un pays dont les travailleurs à temps partiel devrait voir son taux de chômage des jeunes diminuer.
- Education : Nombre moyen d'années d'éducation.
 - ⇒ Des élèves suivant une scolarité plus longue devraient faire diminuer le taux de chômage.
- Imposition de l'emploi : Le niveau d'imposition de l'emploi est mesuré comme suit : $ESS / (IE-ESS)$
ESS est la contribution de l'employeur à la sécurité sociale et IE la compensation offerte aux personnes employées. Nous utiliserons le premier taux marginal donné sur le site de l'OCDE pour mesurer ESS.
 - ⇒ Des emplois plus taxés devraient décourager l'emploi et donc augmenter le taux de chômage.
- ALMP/UNEMP : ratio entre le nombre de participants aux programmes et politiques actives sur le marché du travail et le nombre total de personnes au chômage.

- ⇒ Un ratio plus élevé de personnes disposant d'aide devrait diminuer le taux de chômage, les entreprises étant encouragées d'engager.
- LMRI (Labor Market Regulation Index) : développé par l'Institut Fraser avec l'index de liberté économique, cet index composite est basé sur six mesures du marché du travail (salaire minimum, régulation sur le licenciement et le recrutement, système centralisé de négociation collective, coûts de recrutement, coûts de licenciement et conscription). La note donnée est la moyenne arithmétique des notes obtenues dans chacune des catégories.
 - ⇒ Un marché du travail plus libre devrait favoriser l'engagement et donc diminuer le taux de chômage.
- Unemployment benefits : montant des allocations de chômage (en pourcentage du PIB).
 - ⇒ Des allocations de chômage plus élevées ou bénéficiant à plus de personnes devraient augmenter le salaire de réserve des chômeurs et donc augmenter le taux de chômage.

Le modèle choisi est donc un modèle en panel de la forme :

$$YUR_{it} = PISA_{it} \beta + (MEC_{it} \lambda) + Z_{it} \mu + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Où YUR_{it} représente le taux de chômage chez les jeunes dans un pays i durant une année t . $PISA_{it}$ représente les notes obtenues aux différents tests PISA lors des années t par les étudiants du pays i . Il est obtenu en faisant la moyenne arithmétique des résultats dans les trois différentes branches des évaluations. MEC_{it} représente les éventuels effets fixes des différents pays étudiés dans la régression à effets fixes. En effet, dans chacun des différents pays étudiés, il existe des règles informelles liées à la culture de la nation en question. Un pays peut décider d'encourager ses étudiants à poursuivre des études supérieures faisant alors baisser son taux de chômage chez les jeunes. Z_{it} représente les différentes variables de contrôles définies plus haut et ε_{it} le terme d'erreur.

4. Description et explication des données

Les données proviennent majoritairement de deux sources, l'étude portant sur les pays européens membres de l'OCDE, Eurostat et la base de données de l'OCDE. Les données antérieures à 2006 ne sont pas considérées pour cette analyse quantitative. En effet, la récolte

de données et le cadre de l'étude PISA étaient réalisés de façon différente ce qui risquerait de fausser les résultats. Nous nous limiterons donc aux résultats obtenus lors des années 2006, 2009, 2012 et 2015.

Tableau 1 : Source des données utilisées

| Variable | Origine |
|---|--|
| Taux de chômage chez les jeunes (YUR) et chez les personnes de 25 à 34 ans (YURATE2534) | Eurostat |
| Résultats aux tests PISA (PISA) | Base de données de l'OCDE |
| GDP -1 | Eurostat |
| Inflation | Eurostat |
| R LT | Eurostat |
| Pop | Eurostat |
| EFI | Institut Fraser |
| Part time | Eurostat |
| Education | Base de données de l'UNESCO, complété par BARRO et LEE et la Banque Mondiale |
| ESS | Base de données de l'OCDE |
| IE | Base de données de l'OCDE |
| ALMP | Base de données de l'OCDE |
| UNEMP | Base de données de la Banque Mondiale |
| LMRI | Institut Fraser |
| Benefits | Eurostat |
| Math Results, Math Dev, Sciences Results, Sciences Dev, Reading Results, Reading Dev. | Base de données PISA disponible sur le site de l'OCDE |

Les transformations suivantes ont dû être apportées aux données :

Tableau 2 : Transformation des données

| | |
|----------------|---|
| ALM/UNEMP | Rapport entre le nombre de personnes bénéficiant d'aides ou de politiques actives sur le marché du travail |
| Empl Tax | ESS / (IE-ESS) ESS est la contribution de l'employeur à la sécurité sociale et IE la compensation offerte aux personnes employées. |
| LnPoP | Logarithme népérien de la valeur de la population des jeunes. |
| PISAMOY | Moyenne des résultats obtenus dans les trois tests PISA |
| CONDITIONNELLE | Construite en multipliant moyenne et écart-type des résultats PISA |

Au niveau des données, aucune donnée aberrante n'a été détectée. Le choix d'un ensemble de pays développés permet de disposer d'une base de données complète même si plusieurs données ont dû être estimées par interpolation linéaire. Ont ainsi dû être estimés le taux de travail à temps partiel en vigueur en Islande en 2006 et le montant des allocations en Pologne en 2015. Pour les données concernant le nombre d'années moyen d'éducation, la base de données de l'Unesco était incomplète. Les données ont donc été complétées en utilisant la base de données réalisée par BARRO-LEE⁶ utilisée notamment par CHOUDHRY, MARELLI et Signorelli (2015) dans leur travail et celle des Nations-Unies ou en estimant les valeurs manquantes par interpolation linéaire. La valeur des dépenses publiques du Royaume Uni n'étant pas disponible sur le site de l'OCDE, elle a été récupérée sur une base de données britannique⁷. De la même façon, le taux d'intérêt réel de la Suisse est extrait de la base de données de la Banque Mondiale.

Au niveau des données manquantes, les données concernant les participants et les dépenses aux programmes sur le marché du travail pour l'Islande et le Royaume-Uni en 2012 et 2015 ne sont pas disponibles et il n'est pas possible de les estimer par interpolation linéaire. Nous

⁶ Disponible en accès libre sur <http://www.barrolee.com/>

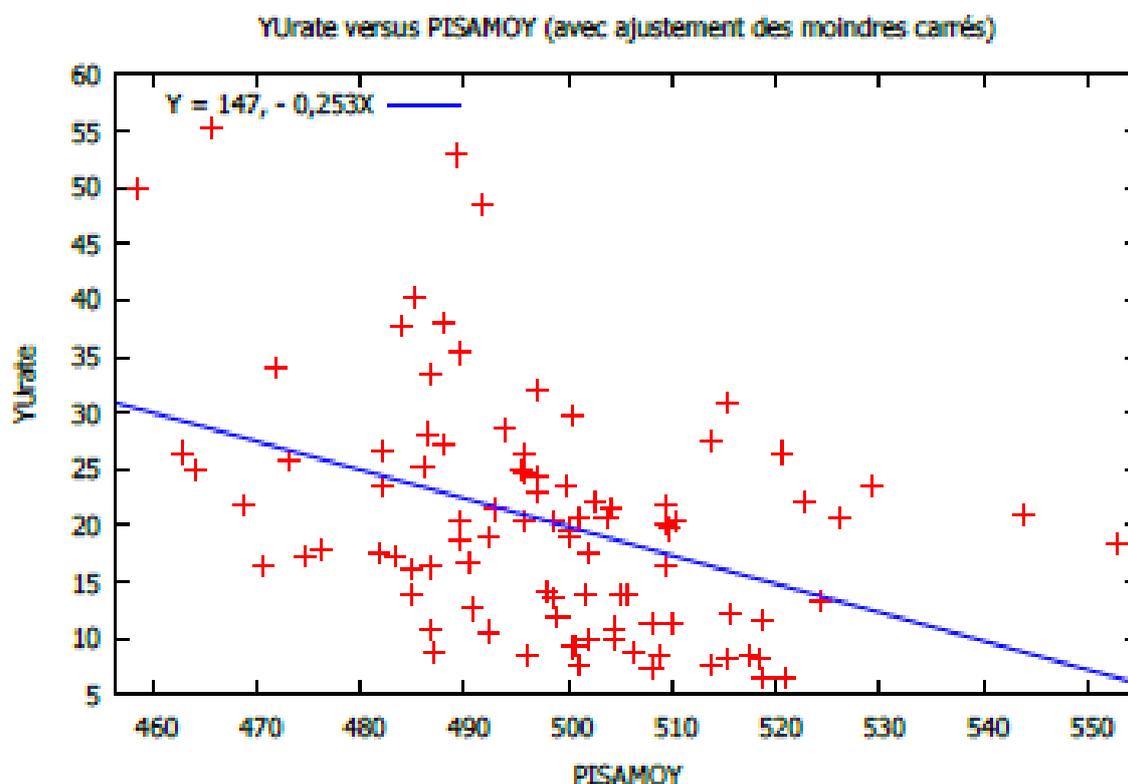
⁷ https://www.ukpublicspending.co.uk/uk_year2015_0.html

supprimons donc ces observations. Le modèle portera donc sur un ensemble de 23 pays durant 4 périodes pour un total de 94 observations.

Statistique descriptive :

L'analyse graphique des variables via des nuages de point, disponibles dans l'annexe n°2, semble confirmer les intuitions concernant que la corrélation entre variables semble aller dans le sens prédit. L'horizontalité de la courbe qui induit une ainsi une pente presque nulle ne permet pas de confirmer le signe de la variable. La relation empirique de la courbe de Phillips ne semble donc ici pas confirmée. Cette dispersion peut probablement s'expliquer par la période étudiée et la présence de la crise financière.

Graphique n°2 : Relation graphique entre la variable expliquée et la variable explicative star



Note : Calculs des auteurs, Nuage^e de points et droite de régression obtenue via les MCO entre la variable expliquée et la variable explicative.

La principale variable de cette analyse empirique, PISAMOY, semble corrélée négativement avec la variable expliquée ce qui corrobore notre intuition en section précédente.

Tableau 3 : Statistique descriptive

| <i>Variable</i> | <i>Moyenne</i> | <i>Médiane</i> | <i>S.D.</i> | <i>Minimum</i> | <i>Maximum</i> |
|--|----------------|----------------|-------------|----------------|----------------|
| <i>YURate</i> | 20,34 | 19,60 | 10,30 | 6,60 | 55,30 |
| <i>YURate2534</i> | 9,61 | 8,2 | 5,5 | 1,80 | 31,9 |
| <i>PISAMOY</i> | 498,20 | 498,67 | 16,701 | 458,67 | 552 ,67 |
| <i>GDPt1</i> | 2,02 | 2,05 | 2,78 | -9,10 | 10,7 |
| <i>Inflation</i> | 1,55 | 1,55 | 1,61 | -1,70 | 6,60 |
| <i>RLT</i> | 3,69 | 3,75 | 2,97 | -3,53 | 22,5 |
| <i>lnPOP</i> | 14,0 | 13,9 | 1,33 | 11,4 | 16,3 |
| <i>EFI</i> | 7,51 | 7,50 | 0,36 | 6,45 | 8,42 |
| <i>Parttime</i> | 16,9 | 14,2 | 11,2 | 2,60 | 46,9 |
| <i>EmplTax</i> | 1,09 | 0,76 | 0,95 | 0,00 | 4,03 |
| <i>ALMUNEMP</i> | 0,54 | 0,50 | 0,391 | 0,03 | 1,90 |
| <i>LMRI</i> | 6,56 | 6,75 | 1,13 | 3,93 | 8,45 |
| <i>Benefits</i> | 1,33 | 1,20 | 0,82 | 0,10 | 3,70 |
| <i>Education</i> | 11,8 | 12,1 | 1,41 | 7,65 | 14,1 |
| Note : Calculs des auteurs. Le reste des statistiques de la base de données utilisée est disponible en annexe numéro 3. | | | | | |

Les valeurs centrales, moyennes et médianes, sont relativement proches pour chacune des variables indiquant que l'échantillon semble de bonne qualité. On peut toutefois voir que les maxima et minima de certaines variables sont fort éloignés. L'étendue importante pour ces variables peut être imputée à la crise traversée durant la période considérée (2006-2015). Nous pouvons observer que le taux de chômage des jeunes est beaucoup plus élevé que celui des 25-34 ans, moyennes et médianes passant du simple au double. Le passage du milieu scolaire au marché du travail est donc une étape difficile pour de nombreux jeunes et un marché fort hétérogène dans les différents pays étudiés. Cela confirme également le fait que ces derniers sont les principales victimes de la crise.

Les valeurs des variables « EmplTax » et « ALMUNEMP » sont différentes de celles du modèle de référence, probablement du fait des méthodes de construction.

Tableau 4 : Matrice de corrélation

La matrice complète est disponible en annexe 4.

| Variables | YUrate | PISAMOY | GDPt-1 | inflation | RLT | InPoP | EFI | Parttime | EmplTax | ALMUNEMP | LMRI | benefits | Education | EcartType |
|-----------|--------|---------|--------|-----------|-------|-------|-------|----------|---------|----------|-------|----------|-----------|-----------|
| YUrate | 1 | | | | | | | | | | | | | |
| PISAMOY | -0,41 | 1 | | | | | | | | | | | | |
| GDPt-1 | -0,36 | 0,19 | 1 | | | | | | | | | | | |
| Inflation | 0,01 | -0,04 | 0,35 | 1 | | | | | | | | | | |
| RLT | 0,52 | -0,29 | -0,54 | 0,12 | 1 | | | | | | | | | |
| InPoP | 0,29 | -0,16 | -0,15 | -0,07 | 0,04 | 1 | | | | | | | | |
| EFI | -0,51 | 0,49 | 0,26 | -0,06 | -0,42 | -0,19 | 1 | | | | | | | |
| Parttime | -0,47 | 0,29 | -0,11 | -0,22 | -0,22 | -0,09 | 0,42 | 1 | | | | | | |
| EmplTax | 0,45 | -0,41 | -0,08 | 0,08 | 0,20 | 0,46 | -0,56 | -0,40 | 1 | | | | | |
| ALMUNEMP | -0,33 | -0,05 | 0,03 | -0,02 | -0,25 | -0,10 | 0,12 | 0,37 | -0,28 | 1 | | | | |
| LMRI | -0,26 | 0,12 | 0,28 | -0,29 | -0,24 | -0,02 | 0,40 | 0,21 | -0,04 | -0,10 | 1 | | | |
| Benefits | 0,27 | 0,16 | -0,35 | -0,21 | 0,04 | 0,25 | 0,05 | 0,24 | -0,01 | 0,23 | -0,10 | 1 | | |
| Education | -0,49 | 0,38 | 0,22 | -0,07 | -0,27 | -0,37 | 0,38 | 0,22 | -0,35 | 0,01 | 0,26 | -0,293 | 1 | |
| EcartType | -0,13 | -0,01 | -0,09 | -0,16 | -0,15 | 0,25 | -0,11 | 0,28 | 0,32 | 0,31 | 0,02 | 0,13 | -0,008 | 1 |

Note: Calculs des auteurs. Matrice de corrélation entre les différentes variables de la base de données...

L'analyse de la matrice de la corrélation laisse penser qu'on est en présence de colinéarité ou de problème majeur de corrélation entre les variables explicatives. La corrélation inconditionnelle de la variable expliquée est légèrement forte avec les variables explicatives suivantes : moyenne des résultats obtenues dans les trois tests pisa, le taux d'intérêt réel, le taux d'emploi à temps partiel, l'imposition de l'emploi et l'éducation. De façon plus surprenante, elle est plus faible avec le taux de croissance annuel, pourtant annoncé comme variable phare dans la littérature et principal prédicteur des variations dans le taux de chômage des jeunes, et « labor market regulation index » qui est la variable star dans le travail de CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI et mis en avant comme un des principaux vecteurs d'action dans la lutte contre le chômage. Au niveau du rôle de l'éducation, la corrélation est légèrement plus forte avec la variable « Education ». A priori, celle-ci semble plus expliquer les variations du taux de chômage. Par contre, la variable dépendante est faiblement corrélée avec la variable « EcartType », autre variable utilisée dans certaines régressions. Cette variable ne semble donc pas expliquer les changements dans le niveau de chômage des jeunes. La variable « inflation » a un coefficient très faible, cela confirme les impressions lors de l'analyse des nuages de point.

La moyenne des résultats obtenues dans les trois tests pisa est plus fortement corrélée avec la variable éducation, ce qui était attendu vu que les deux variables traitent de l'éducation sous deux aspects différents : la qualité et la quantité de l'enseignement. Cette relation est logiquement positive. La corrélation est également forte avec la variable « economic freedom index ». Autre point à noter : la corrélation entre la moyenne des variables obtenues dans les trois tests pisa et le taux de croissance annuel si elle apparaît bien positive comme dans les travaux de HANUSHEK et KIMKO (2008) et HANUSHEK et WAUSSMAN

(2010), elle est plus faible que cette relation empirique forte détectée à deux reprises sur les deux périodes considérées. Cela confirme les résultats obtenus par LEE et NEWHOUSE (2014) qui avaient revisité ces deux études en utilisant des données plus récentes.

5. Résultats

Dans cette section, nous analyserons les résultats des différentes régressions réalisées à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires.

Tableau 5 : Déterminants des mouvements du taux de chômage des jeunes (15-24)

| Variable dépendante YURATE (15-24) | | | | | |
|---|--------------------|-------------------|---------------|---------------|------------------------|
| Variable | Coefficient | Ecart-type | T-stat | p-stat | Significativité |
| Constante | 122,036 | 30,507 | 4,000 | <0,0001 | *** |
| PISAMOY | -0,141 | 0,053 | -2,666 | 0,009 | *** |
| GDPt-1 | 0,001 | 0,368 | 0,002 | 0,998 | |
| Inflation | -0,158 | 0,488 | -0,324 | 0,747 | |
| RLT | 0,807 | 0,325 | 2,486 | 0,015 | ** |
| lnPOP | 0,172 | 0,610 | 0,282 | 0,778 | |
| EFI | -3,267 | 2,858 | -1,143 | 0,256 | |
| Parttime | -0,240 | 0,078 | -3,093 | 0,003 | *** |
| EmplTax | 0,260 | 1,049 | 0,248 | 0,805 | |
| ALMUNE | -6,702 | 2,118 | -3,165 | 0,002 | *** |
| LMRI | -0,275 | 0,711 | -0,387 | 0,700 | |
| Benefits | 4,823 | 1,039 | 4,641 | <0,0001 | *** |
| Education | -0,785 | 0,606 | -1,295 | 0,199 | |
| R² | 66% | | | | |
| F-stat | 13,201 >0,0001 | | | | |
| Nombre d'observations | 92 | | | | |

Tableau 6 : Déterminants des mouvements du taux de chômage des 25-34 ans

| Variable dépendante YURATE (25-34) | | | | | |
|--|--------------------|-------------------|---------------|---------------|------------------------|
| Variable | Coefficient | Ecart-type | T-stat | p-stat | Significativité |
| Constante | 83,024 | 14,914 | 5,567 | <0,0001 | *** |
| PISAMOY | -0,099 | 0,028 | -3,814 | 0,001 | *** |
| GDPt-1 | 0,055 | 0,180 | 0,304 | 0,762 | |
| Inflation | -0,316 | 0,239 | -1,322 | 0,190 | |
| RLT | 0,552 | 0,159 | 3,479 | 0,001 | *** |
| lnPOP | 0,403 | 0,298 | 1,353 | 0,180 | |
| EFI | -3,566 | 1,397 | -2,552 | 0,013 | ** |
| Parttime | -0,073 | 0,038 | -1,940 | 0,056 | * |
| EmplTax | 0,976 | 0,513 | -1,903 | 0,061 | * |
| ALMUNE | -5,033 | 1,035 | -4,862 | <0,0001 | *** |
| LMRI | -0,250 | 0,348 | -0,712 | 0,474 | |
| Benefits | 2,642 | 0,508 | 5,200 | <0,0001 | *** |
| Education | -0,140 | 0,296 | -0,473 | 0,637 | |
| R² | 71% | | | | |
| F-stat | 17,025 >0,0001 | | | | |
| Nombre d'observations | 92 | | | | |
| Note : calculs des auteurs. Le tableau 2 mesure la relation entre le taux de chômage des 15-24 ans et différents groupes de variables. Le tableau 3 se concentre sur cette relation mais en prenant les 25-34 ans comme population cible. ***, ** et * indiquent que les variables sont respectivement significatives à 1% ; 5% et 10%. | | | | | |

⁹ La première colonne liste les variables explicatives, la deuxième les paramètres estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires, la troisième le degré de précision de l'estimation de la valeur inconnue du coefficient par le modèle, la quatrième et la cinquième colonne répertorient le niveau de significativité de chaque variable.

En comparant ces deux tableaux, on peut tirer une première série de conclusions concernant ces deux différentes populations étudiées. Si les résultats sont relativement similaires, le modèle semble mieux expliquer le taux de chômage de la population formée par les 25-34 ans car Le coefficient de détermination chez ces derniers est de 0.71 il est donc légèrement supérieur à la tranche des 15-24 ans qui est de 0,66 et les variables significatives sont aussi plus nombreuses ce qui réduit le risque de biais d'émission dans notre modèle. L'imposition de l'emploi et l'indice de liberté économique sont uniquement significatifs pour ce groupe. Pour cette première variable, ceci concorde avec les résultats obtenus dans les travaux de CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI(2012). La situation des 15-24 ans est donc plus sensible à expliquer, d'autres variables pourraient encore l'expliquer. Toutefois, le coefficient de notre variable star, PISAMOY, est plus élevé en valeur absolue dans le modèle concernant les 15-24 ans. Une variation d'un point dans cette variable influencera donc plus le taux de chômage des 15-24 ans.

Par rapport au modèle de base, nous pouvons observer plusieurs différences. Premièrement, « LMRI » variable star du modèle de départ n'est plus significative. Nous pouvons expliquer ceci par le côté non-incremental dans l'inclusion des variables de notre modèle. Elle perd sa significativité en présence de nombreuses autres variables. Dans le modèle de départ, le R^2 était en effet relativement faible. La variable « PISAMOY », non présente dans le modèle de base, est significative là où la variable « Education », choisie dans le modèle de départ, ne l'est plus. « PISAMOY » semble donc mieux capter la notion de capital humain. « GDPt-1 » n'est également plus significative, ici nous pouvons l'expliquer par la période sur laquelle porte notre analyse empirique.

5.1 Qualité du modèle

Pour évaluer la qualité du modèle, nous pouvons utiliser les valeurs des R^2 et R^2 ajusté fournies par la régression linéaire dans le tableau 4. Ici, le R^2 est correct (66%) mais pourrait prendre des valeurs plus élevées : il existe encore une partie du chômage des jeunes expliquée par d'autres variables non retenues dans le modèle.

Nous avons également effectué une seconde régression linéaire sans introduire la variable PISA afin de tester son importance dans l'explication du modèle et voir si elle améliorerait la compréhension de notre variable dépendante. Dans cette seconde régression, les valeurs des R^2 et R^2 ajusté sont bien inférieures à celles obtenues dans le premier modèle ce qui permet

d'affirmer avec ce résultat que les résultats PISA permettent dans une certaine mesure et en tenant compte de nos hypothèses de départ d'expliquer les variations du taux de chômage des jeunes.

Nous pouvons également utiliser la statistique de Fisher disponible dans le tableau 4 (13,201) et réaliser un test de Fisher, test de significativité jointe des coefficients des variables du modèle. L'hypothèse nulle H_0 que $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_{12} = 0$. L'hypothèse alternative est H_1 différent de zéro..

Les valeurs critiques pour la statistique de Fisher selon les paramètres de notre modèle sont :

- 10% : 1,54
- 5% : 1,83
- 1% : 2,33

La valeur de notre F-stat est supérieure à la valeur critique aux différents seuils de 10%, 5% et 1% ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse nulle. Nos variables explicatives sont donc conjointement significatives. La p-value disponible nous permet aussi de confirmer que nous ne rejetons pas H_0 alors que celle-ci serait vraie¹⁰.

5.2 Tests d'hypothèse

Nous utilisons dans notre régression la méthode des moindres carrés ordinaires. Afin de vérifier qu'il s'agit bien de la meilleure méthode d'estimation, c'est-à-dire que l'estimation de nos paramètres est non-biaisée et avec une variance minimale, nous allons tester différentes hypothèses de Gauss-Markov.

Autocorrélation :

Nous pouvons employer la statistique de Durbin-Watson, fournie par Gretl lors de la régression. La valeur fournie pour les jeunes de 15-24 ans est de 0,587. L'hypothèse nulle du test est l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs, soit $H_0 : \rho = 0$ et donc $H_1 : \rho \neq 0$.

Les valeurs critiques obtenues dans les tables sont :

- 1% : dL = 1.267 dU= 1.821

¹⁰ Les résultats obtenus ici valent également pour notre second régression, le nombre de variables et d'observations étant les mêmes.

- 5% : dL = 1.394 dU= 1.956

Notre statistique de Durbin Watson est inférieure à la borne inférieure, nous allons rejeter H_0 de l'absence de l'autocorrélation et sommes donc en présence d'autocorrélation positive. Il y a donc un lien significatif entre les résidus de notre régression et l'inférence statistique est rendue invalide. Afin de régler ce problème, il existe plusieurs solutions notamment introduire une nouvelle variable explicative dans le modèle afin de pouvoir expliquer ce qui reste encore dans nos résidus. Une autre façon de pouvoir remédier au problème d'autocorrélation serait d'employer des écart-types robustes à l'autocorrélation. Les résultats de la régression d'un modèle de ce type est présenté en annexe n°5.

Hétéroscédasticité :

Afin de tester l'hétéroscédasticité, nous pouvons mettre en place un test de White. En présence d'hétéroscédasticité, la variance des résidus dépend de valeurs des valeurs des variables. Comme pour le premier test d'hypothèse, la présence d'hétéroscédasticité rend l'inférence invalide. Les hypothèses nulle et alternative dans ce test sont donc H_0 : pas d'hétéroscédasticité et H_1 : présence d'hétéroscédasticité. Le multiplicateur de Lagrange est fourni par le logiciel et vaut 91,189. Nous allons le comparer avec les valeurs critiques, le nombre de degrés de liberté étant ici 90.

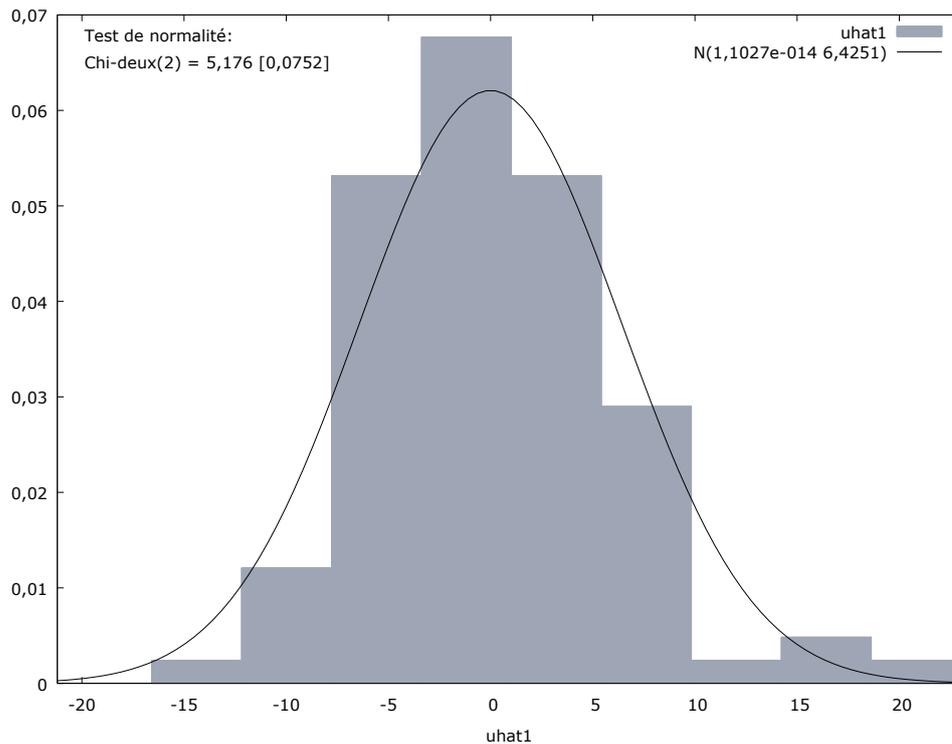
10% : 107,56

5% : 113,14

1% : 124,11

Notre statistique est inférieure aux valeurs critiques. Nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle et donc pas d'hétéroscédasticité.

Graphique n°3 : Dispersion des variables



Note : Calculs des auteurs.

Graphiquement, on observe que la dispersion des données semble suivre une loi normale.

Nous allons déterminer via Gretl si les résidus suivent bien une loi normale en mettant en place un test de Jarque-Bera. Les hypothèses du test vont être les suivantes :

H_0 : les données suivent une loi Normale

H_1 : les données ne suivent pas une loi Normale.

Le logiciel va nous fournir la valeur du test de Normalité suivante : Chi-deux(2) = 5,176 (avec p. critique 0,07515). Cette valeur est inférieure à la valeur critique à un seuil de 5%, 5,991. Nous ne pouvons donc pas rejeter H_0 à un seuil de 5%. Les données vont donc suivre une loi normale.

5.3 Significativité des variables explicatives

Les tableaux 4 et 5 et les valeurs contenues dans la colonne T-stat et/ou p-stat vont nous permettre de vérifier quelles variables sont significatives pour expliquer les variations dans le taux de chômage des jeunes. L'examen des valeurs obtenues dans ces tableaux nous permet de retenir que les variables suivantes ont un impact sur les variations dans le taux de chômage des jeunes : « PISAMOY », « parttime », « ALMUNEMP », « benefits », « RLT ». Ces quatre premières valeurs sont significatives à un seuil de 1% tandis que « RLT » est uniquement significative à un seuil de 5%. Il est intéressant de noter que ces variables sont significatives dans les deux régressions effectuées.

Nous allons nous attarder plus longuement sur notre variable star « PISAMOY » et vérifier sa significativité avec un test de Student. Nous souhaitons voir si cette variable a un impact sur la variable dépendante. Nous voulons voir si un meilleur enseignement permet de faire diminuer le taux de chômage, nous allons donc utiliser un test unilatéral.

Les hypothèses sont donc $H_0 : \beta_1 = 0$ et $H_1 : \beta_1 < 0$.

T-stat est fourni par le tableau mais peut s'obtenir par calcul : $\frac{-0,141-0}{0,053} = -2,666$.

Les valeurs critiques sont les suivantes :

- 10% : 1,290
- 5% : 1,660
- 1% : 2,364

Notre T-stat est supérieure en valeur absolue à ces valeurs critiques. Nous pouvons donc conclure qu'augmenter la moyenne obtenue aux tests PISA permet de diminuer le taux de chômage des jeunes. La p-valeur obtenue nous permet d'ailleurs de confirmer.

Les autres variables ne sont pas significatives car nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle de non significativité de leur coefficient pour elles. On peut noter que la moyenne de l'écart-type des résultats en tant que variable (sensé montrer un enseignement plus équitable pour tous) n'est pas significative. Il vaut mieux rajouter une année supplémentaire d'études. Les stratégies de prévention préconisées par KRAMARZ en tant qu'axe unique de lutte contre

le chômage des jeunes n'est donc pas suffisant et doit se faire en coordination avec les autres axes présentés.

5.4 Effets Marginaux des variables significatives

Sur base de notre modèle empirique, nous pouvons observer les relations suivantes entre notre variable indépendante et nos variables dépendantes :

Tableau 6 : résumé des effets marginaux des variables explicatives

| Variable | Changement | Effet sur le taux de chômage des jeunes | Effet sur le taux de chômage des 25-34 |
|---|--|--|---|
| PISAMOY | Une variation du score PISA moyen d'une unité | Diminution de 0,141 point de pourcentage. | Diminution de 0,099 point de pourcentage. |
| RLT | Une variation d'une unité du taux d'intérêt à long terme | Augmentation de 0,807 points de pourcentage. | Augmentation de 0,552 points de pourcentage. |
| Parttime | Variation d'une unité du ratio de travailleurs à temps partiel sur le nombre total de travailleurs | Diminution de 0,24 points de pourcentage. | Diminution de 0,073 points de pourcentage. |
| ALM/UNEMP | Variation d'une unité du ratio ALM/UNEMP | Diminution de 0,067 points de pourcentage. | Diminution de 0,0503 points de pourcentage. |
| benefits | Variation d'une unité du montant du PIB alloué aux allocations chômage | Augmentation de 0,482 points de pourcentage. | Augmentation de 0,0264 points de pourcentage. |
| <p>Note : Calculs des auteurs. La troisième colonne indique les effets d'un changement d'un point dans une des variables significatives sur le taux de chômage des jeunes (YURATE) tandis que la dernière colonne indiquera l'effet d'un de ces changements d'un point sur le taux de chômage des 25-34 ans (YURATE2534). A titre d'exemple, la première ligne peut se lire de la façon suivante ; « Quand la moyenne des résultats obtenus aux tests PISA au temps t augmente d'un point, le taux de chômage des jeunes au temps t diminue de 14.1 points de base. »</p> | | | |

On peut observer dans le tableau 6 que des variations des variables significatives auront toujours plus d'impact sur le taux de chômage des jeunes. La population des 15-24 semble donc plus affectée par des changements ou bouleversements affectant le monde économique. Cela confirme la littérature indiquant que les jeunes ont supporté en grande partie le poids de la récente crise et l'observation graphique qu'on peut faire de l'évolution du taux de chômage des jeunes dont les variations sont plus amples.

5.5 Explication des variables significatives

La variable « PISAMOY » a bien un signe négatif indiquant qu'au plus des cohortes dans un pays ont de meilleurs résultats aux tests standardisés, meilleures sont leurs chances de trouver un emploi. Cela corrobore donc bien les recommandations émises par KRAMARZ et VIARENGO dans leur rapport émis à la Commission Européenne. Leur premier axe étant que lutter contre le chômage des jeunes devait se faire via une amélioration de la qualité de l'enseignement. De plus, cette variable est significative là où la variable « Education » ne l'est pas. Rallonger la durée d'un an ne va pas rendre la situation des jeunes face au marché du travail meilleure là où le renforcement de leurs capacités cognitives leur permettra de trouver plus facilement un emploi. Ces résultats corroborent ceux obtenus par HANUSHEK (2000,2007), LEE et NEWHOUSE (2015) dans leurs recherches et qui mettent en avant ces compétences comme facteur clef dans la lutte contre le chômage et contredit les résultats des travaux de BRETON (2011) qui plaçait la quantité d'éducation comme vecteur de réussite sur le marché de l'emploi. Ces résultats sont robustes à l'introduction d'écarts-types robustes mais ne le sont plus à l'utilisation d'un panel à effet fixe. Les particularités de chacun des marchés du travail des divers pays européens concernés par l'étude semblent fort hétérogènes et marquer de fortes différences confirmant les résultats de PASTORE (2018). L'auteur place le type de système éducatif comme indicateur principal du taux de chômage plutôt que les capacités cognitives des étudiants.

Si l'on va plus loin dans l'analyse en comparant les différentes branches évaluées lors des tests PISA (voir tableaux en annexe), on peut observer que les résultats en mathématiques sont les plus importants dans leur impact. Le coefficient de cette variable est le plus élevé en valeur absolue. Le résultat dans les compétences en lecture est le plus faible (en plus d'être moins significatif). On peut avancer deux explications. La première est que ces compétences sont moins demandées et que donc l'enseignement devrait favoriser un renforcement des compétences enseignées dans les branches scientifiques. Il faut toutefois nuancer par le fait

que des élèves obtenant de bons résultats en sciences sont souvent encouragés à poursuivre leurs études ce qui provoque une diminution du taux de chômage des jeunes, ceux-ci étant occupés à leur étude et ne recherchant pas immédiatement un emploi. HANUSHEK et KIMKO (2000) avaient déjà supposé cette relation, mettant en avant le rôle et l'impact des mathématiques et des sciences sur la croissance. « Les étudiants avec une bonne compréhension des sciences et des mathématiques formaient les futurs ingénieurs et scientifiques », la recherche et le développement ayant une grande importance sur la croissance. Leur modèle avait toutefois délibérément omis les tests de lecture dans leur analyse.

Cette variable reste également significative à l'introduction de l'écart-type des résultats, mesurant le degré d'égalité de l'enseignement, dans le modèle. Le coefficient de cette variable conditionnelle est faible indiquant qu'une stratégie utilisant plusieurs axes ne produira pas forcément de meilleurs résultats meilleurs dans la lutte contre le chômage.

La relation entre le taux d'intérêt à long terme et taux de chômage est par contre positive. Une augmentation dans le taux d'intérêt provoque donc une augmentation dans le taux de chômage. Un taux d'intérêt élevé peut ainsi diminuer l'investissement et donc augmenter le chômage. La variable n'est toutefois significative qu'à un certain niveau. Cela peut s'expliquer par les fortes variations subies par cette variable lors de la crise (son écart-type est ainsi fort élevé) ou un effet de lag auquel on pourrait assister.

La variable « parttime » a un signe négatif ce qui indique que favoriser le travail à temps partiel permet de lutter contre le chômage des jeunes. En effet, les jeunes peuvent parfois préférer prendre une charge horaire plus faible en début de carrière quand ils suivent une formation en horaire décalé ou si cela représente la seule façon de pouvoir commencer à faire carrière dans certains secteurs (l'enseignement par exemple où il est parfois compliqué de trouver une charge horaire complète en début de carrière). Si favoriser le travail à temps partiel est donc une solution, il est bon de rappeler que cela a plusieurs impacts négatifs. Premièrement, le salaire horaire est généralement inférieur et dans certains secteurs on peut voir apparaître un effet de ségrégation où les travailleurs à temps partiel se retrouvent coincés dans des secteurs ou emplois limitant les opportunités de carrière [cf. GARNERO (2015)]. Dans son rapport de 2016 sur les perspectives des jeunes sur le marché du travail, l'ILO indique ainsi que plus d'un tiers des jeunes ayant choisi un emploi à temps partiel l'avait fait en raison de l'absence d'opportunités d'emploi à plein temps. Ce taux atteignait même jusque 60% dans des pays comme l'Espagne ou la Grèce. Ce travail à temps partiel était

souvent également uniquement temporaire. Emplois qui seront donc souvent limités et n'aident donc réellement que certains jeunes : « les travailleurs plus doués et ceux recherchant des capacités générales et non spécifiques à l'emploi » [cf. PASTORE (2018)]. Il était donc étroitement relié à des conditions de vie en-dessous du seuil de pauvreté. De plus, les travailleurs à temps partiel peuvent voir le développement de leurs compétences ralenti selon la théorie du capital humain.

« ALMUNEMP » est corrélé négativement au taux de chômage. Au plus ce ratio est élevé, au plus le taux de chômage est faible. Donc, au plus les gens peuvent bénéficier de diverses formes d'aides à l'emploi, meilleure sera la situation de l'emploi pour les jeunes. Cela corrobore donc les résultats obtenus par CAHUC et ZYLBERBERG (2004) et compilés dans leur ouvrage « Les ennemis de l'emploi. Le chômage, fatalité ou nécessité ? ». Dans celui-ci, ils avancent que la meilleure façon de lutter contre le chômage, et particulièrement pour les jeunes ou les personnes peu qualifiées comme peuvent l'être des jeunes tout juste sortis de l'école ou déscolarisés, passe souvent par des aides à l'emploi plutôt que par des formations supplémentaires souvent plus coûteuses pour les services publics. Les personnes les plus fragiles bénéficient le plus de ces aides. KLUVE (2010) avance toutefois un manque d'efficacité de ces programmes pour les jeunes. La majorité des jeunes qui peuvent en bénéficier sont des personnes ayant quitté le milieu scolaire et ont donc des compétences généralement très faibles. Tout cela alors que la main d'œuvre est généralement qualifiée. « Les jeunes visés par ces politiques sont donc un groupe très désavantagé et difficile à assister ».

« benefits » a un signe positif et un coefficient élevé. Cela indique que les pays dans lesquels les montants des allocations de chômage sont élevés ont des taux de chômage plus élevés. Cela confirme les résultats attendus. Les allocations de chômage augmentent le salaire de réserve et temps passé au chômage. Les jeunes peuvent ainsi attendre avant de prendre leur premier emploi. Surtout, des pays dans lesquels les jeunes ont accès plus rapidement aux allocations de chômage peuvent voir les jeunes plus facilement rester pour de longues périodes sans emploi. A l'opposé de pays où les jeunes peuvent passer par des périodes sans bénéficier d'indemnités (par exemple, un stage d'attente comme en Belgique) peuvent voir leur taux de chômage atteindre des niveaux plus faibles.

6 Conclusion

La question de départ était de savoir si un enseignement de meilleure qualité, qu'on mesurait à l'aide des tests standardisés, permettait de lutter face au chômage. Pour ce faire, nous avons mis en place une analyse empirique. Les résultats des tests obtenus lors des quatre derniers tests PISA étaient ainsi introduits dans un modèle de référence utilisé pour expliquer le chômage des jeunes. Les pays concernés par cette recherche étaient des pays à haut revenu membres de l'OCDE tandis que la période sur laquelle elle s'étalait courrait de 2006 à 2015 la faisant traverser la récente crise financière qui avait vu le taux de chômage des jeunes atteindre des niveaux records.

Les résultats du modèle pointent dans ce sens. Les pays dont les étudiants avaient de meilleures capacités cognitives et donc de meilleurs résultats voient leurs jeunes plus facilement trouver le chemin de l'emploi. Cette meilleure situation sur le marché du travail est toutefois compliquée à quantifier avec précision. Il est difficile de dire si ces meilleurs résultats indiquent donc directement des compétences plus importantes chez ces jeunes les rendant ainsi plus productifs et augmentant ainsi la demande en travailleurs. Ce lien entre capacités cognitives et productivité a été à maintes reprises mis en évidence dans des travaux récents mais semble aujourd'hui moins important qu'indiqué vu la conjoncture traversée.

De meilleurs résultats aux tests standardisés peuvent aussi pousser un pays à encourager ses étudiants à poursuivre des études plus poussées. Les étudiants poursuivant des études tertiaires vont ainsi faire baisser le taux de chômage puisqu'ils ne font pas encore partie de la population active. Cette diminution du taux de chômage ne serait ainsi qu'un effet de déplacement. Les jeunes en possession d'un diplôme originaire de l'enseignement supérieur sont toutefois mieux armés pour trouver un emploi comme indiqué par NOVELLA (2015). Leur capital humain à la sortie des études est en effet plus important que ceux ayant arrêté leurs études plus tôt. Plus particulièrement, les résultats obtenus lorsque les différentes branches évaluées lors des tests sont intéressants. Les mathématiques et les sciences semblent de meilleures armes face au chômage. Un pays où les jeunes auraient de meilleures compétences dans ces domaines pourrait lutter de façon plus efficace contre le chômage. Ces branches scientifiques dirigent plus de personnes vers la recherche et le développement, vecteur de croissance.

Il faut toutefois pointer une limite des résultats obtenus. La période étudiée est relativement courte et les résultats différents obtenus par les chercheurs sur le lien entre capacités

cognitives et productivité lorsque la période concernée par l'étude change semble indiquer que la conjoncture et les variables macroéconomiques influencent beaucoup les résultats. De la même façon, le chômage est un sujet vaste et les résultats doivent être interprétés avec prudence. Améliorer l'enseignement est toutefois une piste à prioriser pour les pouvoirs publics. Sans prendre en compte les externalités produites par un enseignement de meilleure qualité, l'augmentation de la productivité et la diminution du chômage sont des perspectives plus qu'intéressantes. Les autres moyens de lutte contre le chômage tels que renseignés par le modèle présentent en effet plusieurs défauts. Le travail à temps partiel ne permet pas de développer pleinement le capital humain des personnes et est souvent précaire ce qui peut empêcher les jeunes de mener un train de vie correct ou d'investir. Une diminution des allocations de chômage s'accompagne souvent de précarité surtout pour les plus démunis. De même, les aides actives à l'emploi ne sont pas la solution miracle. Si elles sont moins coûteuses que des formations, elles peuvent segmenter le marché du travail et certains auteurs doutent de leur efficacité réelle sur les jeunes les plus en difficulté.

7 Bibliographie

AURELIEN ABRASSART (2011), «Cognitive skills matter. The employment disadvantage of the low-educated in international comparison » *European Commission's Sixth Framework Programme*, working paper.

CAHUC P. et ZYLBERBERG A. (2015), *Les ennemis de l'emploi. Le chômage, fatalité ou nécessité ?*, Champs.

CARD D. et KRUEGER A. B.(1996), « Labor Market effects of school Quality : theory and evidence », *NBER Working Paper*, N°5450.

CHOUDHRY M., MARELLI E. et SIGNORELLI M. (2012), « Youth and total unemployment rate : the impact of policies and institutions », *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, N°1 Special Issue on "Employment opportunities and unemployment over the economic downturn".

GARNERO A. (2015) , « Are part-time workers less productive and underpaid? »; *IZA World of Labor*, N°249.

HANUSHEK E. et KIMKO D. (2008), «Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations », *American Economic Review*, Volume 90 n°5, p1184-1208.

HANUSHEK E. et WOESSMAN L (2010), « Education and economic growth », *International Encyclopedia of Education*, volume 2, p. 245-252.

JIMENEZ E., KING E. et TAN J. (2012), «Making the grade », *Finance and development*, Volume 49 N°1.

KLUVE J. (2014), « Youth labor market interventions », *IZA World of Labor*, n°106.

KRAMARZ F. et VIARENGO M. (2015), « Using education and training to prevent and combat youth unemployment », *EENEE Analytical Report*, N°22.

LEE J. N. et NEWHOUSE D. (2013), « Cognitive skills and youth labor market outcomes », *World Bank Human Development Network, 2013 report*.

NIKOLOSKI ZLATKO et MOHAMED IHSAN AJWAD (2014) « Cognitive and Non-Cognitive Skills Affect Employment Outcomes: Evidence from Central Asia », working paper.

NOVELLA et DUVIVIER (2015), « The relationship between education and unemployment », *Federal Planning Bureau*, working paper 10-15.

PASTORE F. (2018), « Why is youth unemployment so high and different across countries? », *IZA World of Labor*, n°420.

5 Annexes

Annexe 1 : Résultats obtenus par CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI.

Tableau 4 : Déterminants du chômage et leurs coefficients dans l'étude menée par CHOUDHRY, MARELLI et SIGNORELLI.

| | Base Model | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 | Model 7 | Model 8 | Model 9 | Model 10 |
|------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|----------------|
| LMR Index | -0.823 *** | -0.910 *** | -0.650 *** | -0.735 *** | -0.521 ** | -0.649 *** | | | | | -0.092 |
| | 0.202 | 0.119 | 0.202 | 0.14 | 0.224 | 0.123 | | | | | 0.077 |
| GDP Growth (-1) | -0.453 *** | -0.442 *** | -0.415 *** | -0.422 *** | -0.494 *** | -0.463 *** | -0.281 *** | -0.396 *** | -0.472 *** | -0.121 | -0.340 *** |
| | 0.086 | 0.059 | 0.075 | 0.068 | 0.124 | 0.058 | 0.086 | 0.081 | 0.056 | 0.097 | 0.047 |
| Inflation | | -0.098 ** | -0.196 * | -0.078 * | -0.200 ** | -0.104 *** | -0.206 ** | -0.041 | -0.072 ** | -0.238 | -0.027 |
| | | 0.038 | 0.105 | 0.043 | 0.097 | 0.039 | 0.086 | 0.072 | 0.033 | 0.154 | 0.026 |
| Pop aged 0-14 | | | 0.445 | | | | | | | | |
| | | | 0.279 | | | | | | | | |
| Real Interest Rate | | | | 0.153 *** | | | | | | | |
| | | | | 0.043 | | | | | | | |
| Education | | | | | -0.676 | | | | | | |
| | | | | | 0.546 | | | | | | |
| Part-time employment | | | | | | -0.307 *** | | | | | |
| | | | | | | 0.056 | | | | | |
| EFI | | | | | | | -2.375 *** | | | | |
| | | | | | | | 0.714 | | | | |
| ALMPEMP | | | | | | | | -0.146 *** | | | |
| | | | | | | | | 0.04 | | | |
| Employment tax | | | | | | | | | 0.310 *** | | |
| | | | | | | | | | 0.042 | | |
| Unemployment Benefits | | | | | | | | | | 2.311 *** | |
| | | | | | | | | | | 0.525 | |
| Unemploy. Rate (-1) | | | | | | | | | | | 0.827*** |
| | | | | | | | | | | | 0.02 |
| Constant | 13.061 *** | 13.865 *** | 4.529 | 12.162 *** | 19.375 *** | 17.071 *** | 25.798 *** | 11.190 *** | 4.860 *** | 5.517 *** | 2.838 *** |
| | 1.39 | 0.817 | 5.357 | 1.065 | 5.375 | 0.992 | 5.391 | 0.665 | 0.704 | 0.609 | 0.683 |
| Hausman Test Statistic | 5.05 | 270 | 121.35 | 14.76 | 8.07 | 14.47 | 15.9 | 12.9 | 12.26 | 19.19 | 134.33 |
| P-value | 0.08 | 0 | 0 | 0.03 | 0.06 | 0.03 | 0.03 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Observations | 344 | 334 | 334 | 256 | 119 | 320 | 339 | 348 | 355 | 272 | 332 |
| No of Countries | 27 | 27 | 27 | 26 | 27 | 27 | 27 | 20 | 20 | 26 | 27 |
| R-square | 0.22 | 0.242 | 0.308 | 0.273 | 0.209 | 0.307 | 0.239 | 0.461 | 0.302 | 0.329 | 0.84 |
| Significance of Model | 14.30 *** | 32.384 *** | 11.512 *** | 21.219 *** | 6.067 *** | 32.012 *** | 14.244 *** | 14.571 *** | 47.918 *** | 35.225 *** | 824.876 *** |

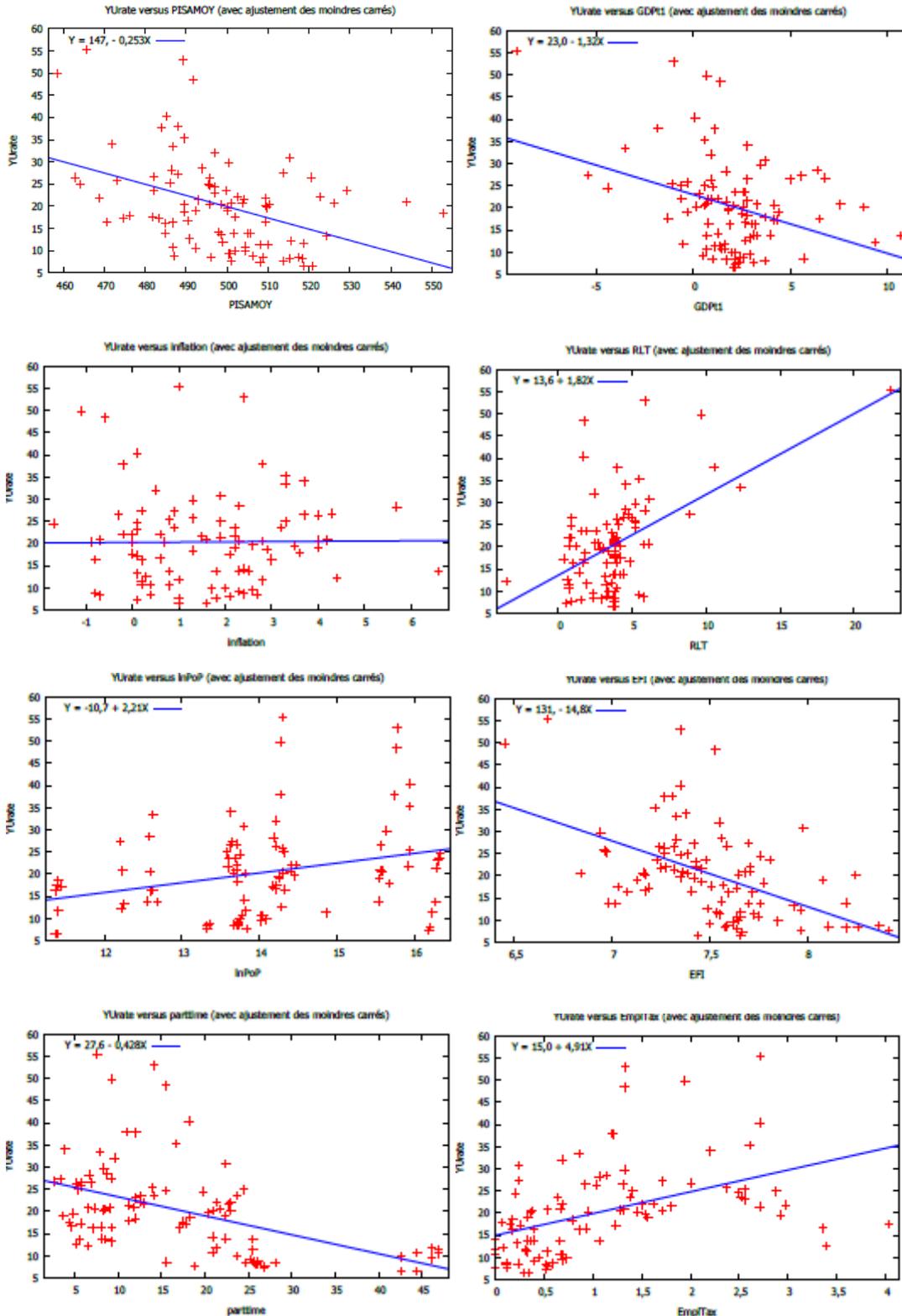
Note: Robust standard errors are reported under the coefficient value. * significant at 10 %, ** Significant at 5 %, *** significant at 1 %.

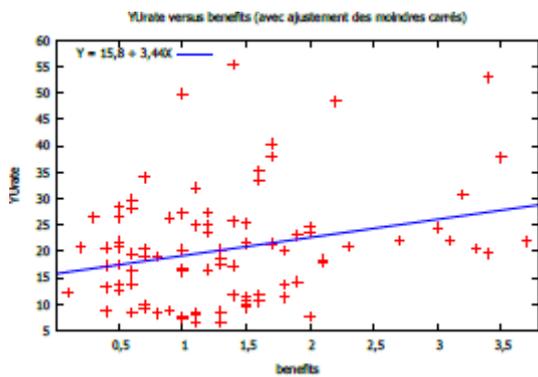
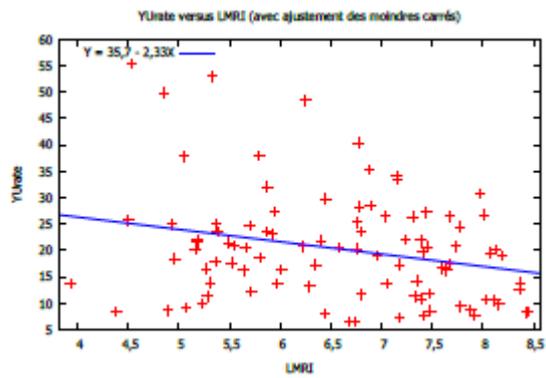
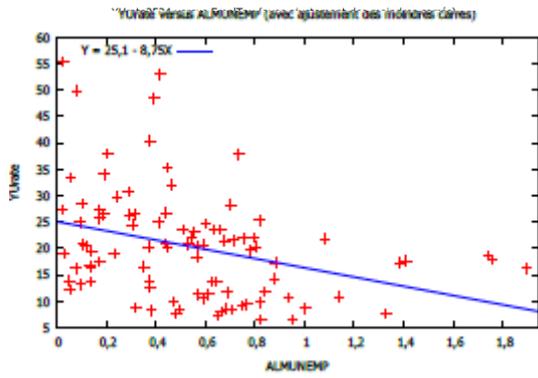
Source : CHOUDHRY M., MARELLI E. et SIGNORELLI M. ; Youth and total unemployment rate:the impact of policies and institutions ; 2012

Annexe n°2 : Analyse graphique des variables :

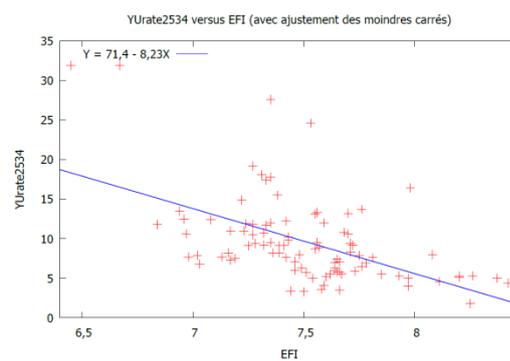
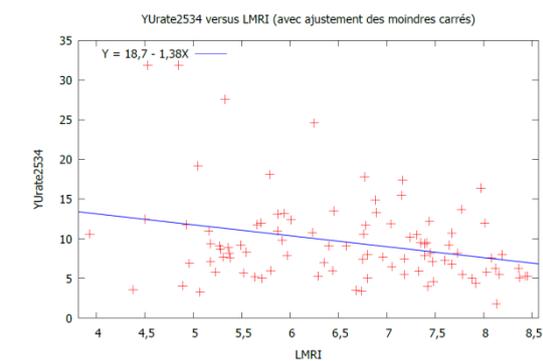
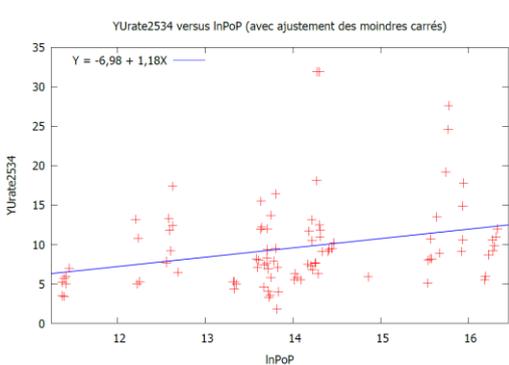
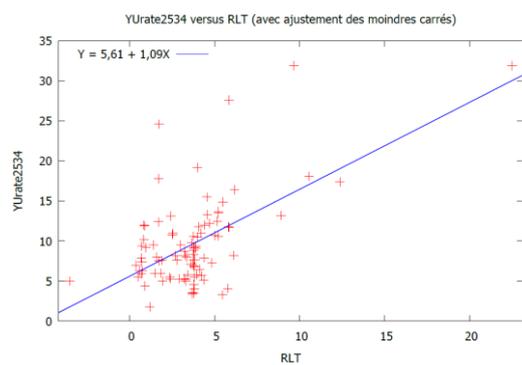
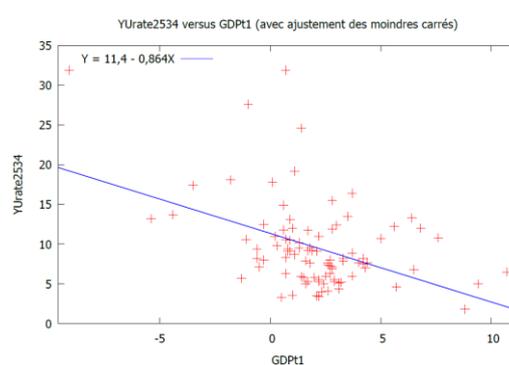
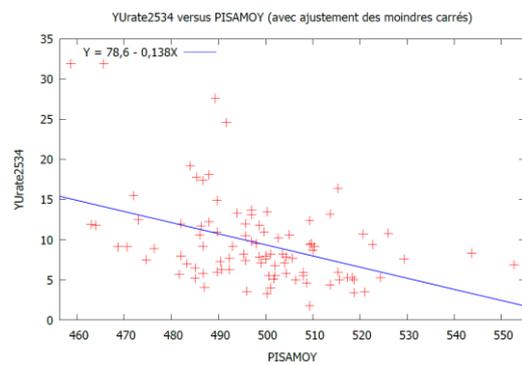
Les graphiques ci-dessous ont été obtenus via le logiciel Gretl.

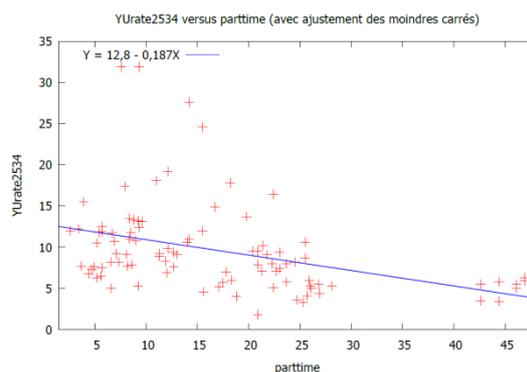
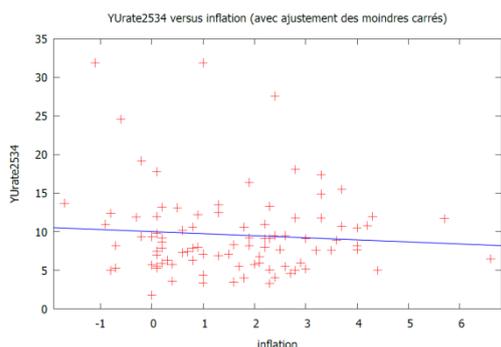
Ce premier groupe de graphique présente les relations observées entre les différentes variables indépendantes et la variable dépendante «Yurate » ou taux de chômage des jeunes.





Ce second groupe de graphique présente les relations entre les variables indépendantes et le taux de chômage des 25-34 ans.





Annexe numéro 3 : Statistiques descriptives des variables

Les résultats ci-dessous sont extraits du logiciel Gretl.

(sans prendre en compte les valeurs manquantes)

| Variable | Moyenne | Médiane | Minimum | Maximum |
|-----------|---------|---------|----------|---------|
| YUrate | 20,343 | 19,600 | 6,6000 | 55,300 |
| PISAMOY | 498,20 | 498,67 | 458,67 | 552,67 |
| GDPt1 | 2,0160 | 2,0500 | -9,1000 | 10,700 |
| inflation | 1,5532 | 1,5500 | -1,7000 | 6,6000 |
| RLT | 3,6883 | 3,7500 | -3,5300 | 22,500 |
| lnPoP | 14,031 | 13,925 | 11,368 | 16,329 |
| EFI | 7,5094 | 7,5050 | 6,4500 | 8,4200 |
| parttime | 16,941 | 14,200 | 2,6000 | 46,900 |
| EmplTax | 1,0740 | 0,71072 | 0,00000 | 4,0323 |
| ALMUNEMP | 0,54440 | 0,50373 | 0,025314 | 1,8962 |
| LMRI | 6,5615 | 6,7550 | 3,9300 | 8,4500 |
| benefits | 1,3319 | 1,2000 | 0,10000 | 3,7000 |

| Variable | Écart type | C.V. | Asymétrie | Ex. aplatissement |
|-----------|------------|----------|-----------|-------------------|
| YUrate | 10,309 | 0,50677 | 1,2014 | 1,7406 |
| PISAMOY | 16,701 | 0,033523 | 0,24704 | 0,75865 |
| GDPt1 | 2,7796 | 1,3788 | -0,22916 | 3,4328 |
| inflation | 1,6116 | 1,0376 | 0,45082 | -0,057740 |
| RLT | 2,9658 | 0,80410 | 3,0112 | 16,567 |
| lnPoP | 1,3306 | 0,094835 | -0,082147 | -0,45993 |
| EFI | 0,35567 | 0,047363 | 0,10250 | 0,63234 |
| parttime | 11,236 | 0,66323 | 1,1256 | 0,83328 |
| EmplTax | 0,94220 | 0,87730 | 1,0361 | 0,24739 |
| ALMUNEMP | 0,39103 | 0,71827 | 1,1687 | 1,7897 |
| LMRI | 1,1350 | 0,17297 | -0,19243 | -1,0426 |
| benefits | 0,82086 | 0,61630 | 1,0711 | 0,76647 |

| Variable | Pourc. 5% | Pourc. 95% | Intervalle IQ | Obs. manquantes |
|----------|-----------|------------|---------------|-----------------|
| YUrate | 7,7000 | 42,325 | 12,950 | 0 |
| PISAMOY | 467,92 | 524,75 | 21,917 | 0 |

| | | | | |
|-----------|----------|--------|---------|---|
| GDPt1 | -2,2250 | 7,0000 | 2,4000 | 0 |
| inflation | -0,80000 | 4,2250 | 2,4250 | 0 |
| RLT | 0,66250 | 9,1075 | 2,5150 | 0 |
| lnPoP | 11,403 | 16,272 | 1,0364 | 0 |
| EFI | 6,9550 | 8,2125 | 0,39750 | 0 |
| parttime | 4,2750 | 44,825 | 14,825 | 0 |
| EmplTax | 0,061372 | 2,9316 | 1,2079 | 0 |
| ALMUNEMP | 0,054251 | 1,3897 | 0,51115 | 0 |
| LMRI | 4,7700 | 8,2325 | 1,9125 | 0 |
| benefits | 0,40000 | 3,3250 | 1,1000 | 2 |

Annexe 4 : Matrice de corrélation

Les résultats ci-dessous sont extraits du logiciel Gretl.

Coeff. de corrélation, utilisant les observations 1:1 - 24:2
5% valeur critique (bilatéral) = 0,2028 pour n = 94

| | | | | | |
|---------|---------------|----------|-----------|--------------|---------------|
| YUrate | ECARTTYP E | GDPt1 | inflation | RLT | |
| 1,0000 | -0,1335 | -0,3572 | 0,0095 | 0,5227 | YUrate |
| | 1,0000 | -0,0927 | -0,1557 | -0,1524 | ECARTTYP E |
| | | 1,0000 | 0,3451 | -0,5362 | GDPt1 |
| | | | 1,0000 | 0,1262 | inflation |
| | | | | 1,0000 | RLT |
| lnPoP | EFI | parttime | EmplTax | ALMUNEM P | |
| 0,2855 | -0,5103 | -0,4667 | 0,4504 | -0,3318 | YUrate |
| 0,2486 | -0,1092 | 0,2830 | 0,3228 | 0,3050 | ECARTTYP E |
| -0,1532 | 0,2601 | -0,1119 | -0,0838 | 0,0253 | GDPt1 |
| -0,0665 | -0,0639 | -0,2174 | 0,0752 | -0,0217 | inflation |
| 0,0359 | -0,4179 | -0,2278 | 0,2042 | -0,2536 | RLT |
| 1,0000 | -0,1885 | -0,0919 | 0,4579 | -0,1042 | lnPoP |
| | 1,0000 | 0,4169 | -0,5640 | 0,1157 | EFI |
| | | 1,0000 | -0,4078 | 0,3744 | parttime |
| | | | 1,0000 | -0,2791 | EmplTax |
| | | | | 1,0000 | ALMUNEM P |
| | LMRI | benefits | PISAMOY | Education | |
| | -0,2570 | 0,2737 | -0,4103 | -0,4926 | YUrate |
| | 0,0189 | 0,1318 | -0,2585 | -0,0078 | ECARTTYP E |
| | | | | | GDPt1 |
| | 0,2803 | -0,3515 | 0,1954 | 0,2277 | inflation |
| | -0,0298 | -0,2143 | -0,0379 | -0,0709 | RLT |
| | -0,2403 | 0,0369 | -0,2896 | -0,2736 | lnPoP |
| | -0,0214 | 0,2469 | -0,1550 | -0,3701 | |

| | | | | |
|---------|---------|---------|---------|-----------|
| 0,4039 | 0,0480 | 0,4900 | 0,3754 | EFI |
| 0,2045 | 0,2441 | 0,2953 | 0,2203 | parttime |
| -0,0355 | -0,0048 | -0,4047 | -0,3532 | EmplTax |
| -0,0986 | 0,2272 | -0,0488 | 0,0063 | ALMUNEM |
| | | | | P |
| 1,0000 | -0,1044 | 0,1233 | 0,2623 | LMRI |
| | 1,0000 | 0,1608 | -0,2895 | benefits |
| | | 1,0000 | 0,3770 | PISAMOY |
| | | | 1,0000 | Education |

Annexe 5 : Résultats des différentes régressions linéaires

Résultats de la régression linéaire en introduisant la variable PISA

Modèle 1: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

| | <i>Coefficient</i> | <i>Erreur Std</i> | <i>t de Student</i> | <i>p. critique</i> | |
|----------------------|--------------------|------------------------|---------------------|--------------------|-----|
| const | 122,036 | 30,5069 | 4,000 | 0,0001 | *** |
| GDPt1 | 0,000908138 | 0,367501 | 0,002471 | 0,9980 | |
| inflation | -0,158135 | 0,488488 | -0,3237 | 0,7470 | |
| RLT | 0,806821 | 0,324597 | 2,486 | 0,0150 | ** |
| lnPoP | 0,172230 | 0,610062 | 0,2823 | 0,7784 | |
| EFI | -3,26716 | 2,85819 | -1,143 | 0,2564 | |
| parttime | -0,240093 | 0,0776308 | -3,093 | 0,0027 | *** |
| EmplTax | 0,259914 | 1,04896 | 0,2478 | 0,8049 | |
| ALMUNEMP | -6,70214 | 2,11766 | -3,165 | 0,0022 | *** |
| LMRI | -0,275386 | 0,711125 | -0,3873 | 0,6996 | |
| benefits | 4,82343 | 1,03923 | 4,641 | <0,0001 | *** |
| PISAMOY | -0,140970 | 0,0528729 | -2,666 | 0,0093 | *** |
| Education | -0,784813 | 0,606261 | -1,295 | 0,1992 | |
| Moy. var. dép. | 20,34255 | Éc. type var. dép. | 10,30892 | | |
| Somme carrés résidus | 3343,848 | Éc. type de régression | 6,425112 | | |
| R2 | 0,661673 | R2 ajusté | 0,611550 | | |
| F(12, 81) | 13,20110 | p. critique (F) | 1,52e-14 | | |
| Log de vraisemblance | -301,2446 | Critère d'Akaike | 628,4892 | | |
| Critère de Schwarz | 661,5520 | Hannan-Quinn | 641,8442 | | |
| rho | 0,560733 | Durbin-Watson | 0,587404 | | |

Modèle 2: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate2534

| | <i>Coefficient</i> | <i>Erreur Std</i> | <i>t de Student</i> | <i>p. critique</i> | |
|-----------|--------------------|-------------------|---------------------|--------------------|-----|
| const | 83,0242 | 14,9138 | 5,567 | <0,0001 | *** |
| PISAMOY | -0,0985842 | 0,0258478 | -3,814 | 0,0003 | *** |
| GDPt1 | 0,0546045 | 0,179659 | 0,3039 | 0,7620 | |
| inflation | -0,315637 | 0,238806 | -1,322 | 0,1900 | |
| RLT | 0,552013 | 0,158685 | 3,479 | 0,0008 | *** |

| | | | | | |
|----------------------|------------|-----------|------------------------|----------|-----|
| InPoP | 0,403474 | 0,298239 | 1,353 | 0,1799 | |
| EFI | -3,56632 | 1,39728 | -2,552 | 0,0126 | ** |
| parttime | -0,0736233 | 0,0379511 | -1,940 | 0,0559 | * |
| EmplTax | 0,975845 | 0,512802 | -1,903 | 0,0606 | * |
| ALMUNEMP | -5,03329 | 1,03525 | -4,862 | <0,0001 | *** |
| LMRI | -0,250277 | 0,347646 | -0,7199 | 0,4736 | |
| benefits | 2,64179 | 0,508045 | 5,200 | <0,0001 | *** |
| Education | -0,140299 | 0,296381 | -0,4734 | 0,6372 | |
| Moy. var. dép. | 9,614894 | | Éc. type var. dép. | 5,501514 | |
| Somme carrés résidus | 799,1494 | | Éc. type de régression | 3,141026 | |
| R2 | 0,716090 | | R2 ajusté | 0,674029 | |
| F(12, 81) | 17,02515 | | p. critique (F) | 1,83e-17 | |
| Log de vraisemblance | -233,9721 | | Critère d'Akaike | 493,9442 | |
| Critère de Schwarz | 527,0071 | | Hannan-Quinn | 507,2992 | |
| rho | 0,425065 | | Durbin-Watson | 0,904229 | |

Résultats de la régression linéaire sans introduire la variable PISA :

Modèle 1: MCO empilés, utilisant les 94 observations
Variable dépendante: YUrate

| | <i>Coefficient</i> | <i>Erreur Std</i> | <i>t de Student</i> | <i>p. critique</i> | |
|----------------------|--------------------|-------------------|------------------------|--------------------|-----|
| const | 66,9317 | 23,2599 | 2,878 | 0,0051 | *** |
| GDPt1 | -0,142510 | 0,376841 | -0,3782 | 0,7063 | |
| inflation | -0,230686 | 0,505570 | -0,4563 | 0,6494 | |
| RLT | 0,875421 | 0,335411 | 2,610 | 0,0108 | ** |
| InPoP | 0,162005 | 0,632365 | 0,2562 | 0,7984 | |
| EFI | -4,74637 | 2,90639 | -1,633 | 0,1063 | |
| parttime | -0,268425 | 0,0797129 | -3,367 | 0,0012 | *** |
| EmplTax | 0,724899 | 1,07220 | 0,6761 | 0,5009 | |
| ALMUNEMP | -4,96169 | 2,08822 | -2,376 | 0,0198 | ** |
| LMRI | 0,00255497 | 0,729174 | 0,003504 | 0,9972 | |
| benefits | 3,91171 | 1,01726 | 3,845 | 0,0002 | *** |
| Education | -1,23486 | 0,603589 | -2,046 | 0,0440 | ** |
| Moy. var. dép. | 20,34255 | | Éc. type var. dép. | 10,30892 | |
| Somme carrés résidus | 3637,306 | | Éc. type de régression | 6,660135 | |
| R2 | 0,631981 | | R2 ajusté | 0,582612 | |
| F(11, 82) | 12,80132 | | p. critique (F) | 9,91e-14 | |
| Log de vraisemblance | -305,1983 | | Critère d'Akaike | 634,3966 | |
| Critère de Schwarz | 664,9162 | | Hannan-Quinn | 646,7243 | |
| rho | 0,711494 | | Durbin-Watson | 0,518583 | |

Régressions supplémentaires en utilisant les résultats dans une seule branche :

Modèle 4: MCO empilés, utilisant les 94 observations
Variable dépendante: YUrate

Coefficient Erreur Std t de Student p. critique

| | | | | | |
|----------------------|-------------|------------------------|----------|---------|-----|
| const | 130,672 | 29,3546 | 4,452 | <0,0001 | *** |
| GDPt1 | 0,0821411 | 0,362799 | 0,2264 | 0,8215 | |
| inflation | -0,271385 | 0,478129 | -0,5676 | 0,5719 | |
| RLT | 0,790544 | 0,318154 | 2,485 | 0,0150 | ** |
| lnPoP | -0,00920750 | 0,600117 | -0,01534 | 0,9878 | |
| EFI | -3,13330 | 2,79143 | -1,122 | 0,2650 | |
| parttime | -0,216836 | 0,0769867 | -2,817 | 0,0061 | *** |
| EmplTax | 0,400684 | 1,01847 | 0,3934 | 0,6950 | |
| ALMUNEMP | -6,27286 | 2,01433 | -3,114 | 0,0026 | *** |
| LMRI | -0,0566400 | 0,689600 | -0,08213 | 0,9347 | |
| benefits | 4,90177 | 1,00803 | 4,863 | <0,0001 | *** |
| Education | -0,666960 | 0,596355 | -1,118 | 0,2667 | |
| MathResults | -0,162472 | 0,0495661 | -3,278 | 0,0015 | *** |
| Moy. var. dép. | 20,34255 | Éc. type var. dép. | 10,30892 | | |
| Somme carrés résidus | 3211,329 | Éc. type de régression | 6,296510 | | |
| R2 | 0,675081 | R2 ajusté | 0,626945 | | |
| F(12, 81) | 14,02439 | p. critique (F) | 3,25e-15 | | |
| Log de vraisemblance | -299,3441 | Critère d'Akaike | 624,6881 | | |
| Critère de Schwarz | 657,7509 | Hannan-Quinn | 638,0431 | | |
| rho | 0,552437 | Durbin-Watson | 0,598138 | | |

Modèle 5: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

| | <i>Coefficient</i> | <i>Erreur Std</i> | <i>t de Student</i> | <i>p. critique</i> | |
|----------------------|--------------------|------------------------|---------------------|--------------------|-----|
| const | 92,1106 | 30,2019 | 3,050 | 0,0031 | *** |
| GDPt1 | -0,0774716 | 0,378595 | -0,2046 | 0,8384 | |
| inflation | -0,241807 | 0,503536 | -0,4802 | 0,6324 | |
| RLT | 0,861977 | 0,334174 | 2,579 | 0,0117 | ** |
| lnPoP | 0,233000 | 0,632096 | 0,3686 | 0,7134 | |
| EFI | -3,98312 | 2,95330 | -1,349 | 0,1812 | |
| parttime | -0,258116 | 0,0797764 | -3,235 | 0,0018 | *** |
| EmplTax | 0,519348 | 1,07939 | 0,4812 | 0,6317 | |
| ALMUNEMP | -5,77387 | 2,17146 | -2,659 | 0,0094 | *** |
| LMRI | -0,207430 | 0,743907 | -0,2788 | 0,7811 | |
| benefits | 4,35503 | 1,06895 | 4,074 | 0,0001 | *** |
| Education | -1,07408 | 0,613682 | -1,750 | 0,0839 | * |
| ReadingRes | -0,0659526 | 0,0507665 | -1,299 | 0,1976 | |
| Moy. var. dép. | 20,34255 | Éc. type var. dép. | 10,30892 | | |
| Somme carrés résidus | 3563,065 | Éc. type de régression | 6,632379 | | |
| R2 | 0,639493 | R2 ajusté | 0,586084 | | |
| F(12, 81) | 11,97361 | p. critique (F) | 1,68e-13 | | |
| Log de vraisemblance | -304,2291 | Critère d'Akaike | 634,4581 | | |
| Critère de Schwarz | 667,5209 | Hannan-Quinn | 647,8131 | | |
| rho | 0,569300 | Durbin-Watson | 0,553708 | | |

Modèle 6: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

| | <i>Coefficient</i> | <i>Erreur Std</i> | <i>t de Student</i> | <i>p. critique</i> | |
|----------------------|--------------------|------------------------|---------------------|--------------------|-----|
| const | 117,619 | 28,8341 | 4,079 | 0,0001 | *** |
| GDPt1 | -0,0556251 | 0,363570 | -0,1530 | 0,8788 | |
| inflation | 0,0189480 | 0,494170 | 0,03834 | 0,9695 | |
| RLT | 0,782130 | 0,324142 | 2,413 | 0,0181 | ** |
| lnPoP | 0,186795 | 0,607909 | 0,3073 | 0,7594 | |
| EFI | -3,47751 | 2,83063 | -1,229 | 0,2228 | |
| parttime | -0,252007 | 0,0768485 | -3,279 | 0,0015 | *** |
| EmplTax | 0,116643 | 1,05353 | 0,1107 | 0,9121 | |
| ALMUNEMP | -7,07947 | 2,14658 | -3,298 | 0,0014 | *** |
| LMRI | -0,298402 | 0,709188 | -0,4208 | 0,6750 | |
| benefits | 4,74934 | 1,02306 | 4,642 | <0,0001 | *** |
| Education | -0,771436 | 0,603594 | -1,278 | 0,2049 | |
| SciencesRes | -0,127163 | 0,0456800 | -2,784 | 0,0067 | *** |
| Moy. var. dép. | 20,34255 | Éc. type var. dép. | 10,30892 | | |
| Somme carrés résidus | 3319,702 | Éc. type de régression | 6,401873 | | |
| R2 | 0,664116 | R2 ajusté | 0,614355 | | |
| F(12, 81) | 13,34621 | p. critique (F) | 1,15e-14 | | |
| Log de vraisemblance | -300,9040 | Critère d'Akaike | 627,8080 | | |
| Critère de Schwarz | 660,8708 | Hannan-Quinn | 641,1630 | | |
| rho | 0,571683 | Durbin-Watson | 0,574004 | | |

Régressions en tenant compte de l'écart-type des résultats

Modèle 7: MCO empilés, utilisant les 94 observations

Variable dépendante: YUrate

| | <i>Coefficient</i> | <i>Erreur Std</i> | <i>t de Student</i> | <i>p. critique</i> | |
|----------------------|--------------------|------------------------|---------------------|--------------------|-----|
| const | 78,8217 | 26,0451 | 3,026 | 0,0033 | *** |
| GDPt1 | -0,164281 | 0,377388 | -0,4353 | 0,6645 | |
| inflation | -0,273697 | 0,507260 | -0,5396 | 0,5910 | |
| RLT | 0,838739 | 0,337300 | 2,487 | 0,0150 | ** |
| lnPoP | 0,232034 | 0,636018 | 0,3648 | 0,7162 | |
| EFI | -4,80297 | 2,90643 | -1,653 | 0,1023 | |
| parttime | -0,239036 | 0,0848061 | -2,819 | 0,0061 | *** |
| EmplTax | 1,28453 | 1,20575 | 1,065 | 0,2899 | |
| ALMUNEMP | -4,19868 | 2,21934 | -1,892 | 0,0621 | * |
| LMRI | -0,0326799 | 0,729877 | -0,04477 | 0,9644 | |
| benefits | 3,85601 | 1,01856 | 3,786 | 0,0003 | *** |
| Education | -1,14749 | 0,609606 | -1,882 | 0,0634 | * |
| ECARTTYPE | -0,154683 | 0,152556 | -1,014 | 0,3136 | |
| Moy. var. dép. | 20,34255 | Éc. type var. dép. | 10,30892 | | |
| Somme carrés résidus | 3591,719 | Éc. type de régression | 6,658995 | | |
| R2 | 0,636593 | R2 ajusté | 0,582755 | | |
| F(12, 81) | 11,82423 | p. critique (F) | 2,28e-13 | | |
| Log de vraisemblance | -304,6055 | Critère d'Akaike | 635,2110 | | |
| Critère de Schwarz | 668,2739 | Hannan-Quinn | 648,5660 | | |
| rho | 0,563561 | Durbin-Watson | 0,545514 | | |

Modèle 1: MCO empilés, utilisant les 94 observations
Variable dépendante: YUrate

| | <i>Coefficient</i> | <i>Erreur Std</i> | <i>t de Student</i> | <i>p. critique</i> | |
|----------------------|--------------------|------------------------|---------------------|--------------------|-----|
| const | 129,074 | 30,1934 | 4,275 | <0,0001 | *** |
| GDPt1 | -0,0106867 | 0,361210 | -0,02959 | 0,9765 | |
| inflation | -0,223759 | 0,481220 | -0,4650 | 0,6432 | |
| RLT | 0,724512 | 0,321731 | 2,252 | 0,0271 | ** |
| lnPoP | 0,315597 | 0,603954 | 0,5226 | 0,6027 | |
| EFI | -3,11163 | 2,81000 | -1,107 | 0,2715 | |
| parttime | -0,176985 | 0,0827642 | -2,138 | 0,0355 | ** |
| EmpITax | 1,21541 | 1,13960 | 1,067 | 0,2894 | |
| ALMUNEMP | -5,62826 | 2,15156 | -2,616 | 0,0106 | ** |
| LMRI | -0,386599 | 0,701142 | -0,5514 | 0,5829 | |
| benefits | 4,91610 | 1,02239 | 4,808 | <0,0001 | *** |
| PISAMOY | -0,115776 | 0,0535164 | -2,163 | 0,0335 | ** |
| Education | -0,529613 | 0,609768 | -0,8685 | 0,3877 | |
| CONDITIONELL | -0,00058991 | 0,000299927 | -1,967 | 0,0527 | * |
| E | 2 | | | | |
| Moy. var. dép. | 20,34255 | Éc. type var. dép. | 10,30892 | | |
| Somme carrés résidus | 3189,610 | Éc. type de régression | 6,314279 | | |
| R2 | 0,677278 | R2 ajusté | 0,624836 | | |
| F(13, 80) | 12,91474 | p. critique (F) | 9,72e-15 | | |
| Log de vraisemblance | -299,0251 | Critère d'Akaike | 626,0502 | | |
| Critère de Schwarz | 661,6563 | Hannan-Quinn | 640,4325 | | |
| rho | 0,581812 | Durbin-Watson | 0,651214 | | |

Régressions avec écarts-types robustes

Modèle 3: MCO empilés, utilisant les 94 observations
Variable dépendante: YUrate
Écarts type robustes (HAC)

| | <i>Coefficient</i> | <i>Erreur Std</i> | <i>t de Student</i> | <i>p. critique</i> | |
|----------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-----|
| const | 122,036 | 34,4058 | 3,547 | 0,0017 | *** |
| GDPt1 | 0,000908138 | 0,324374 | 0,002800 | 0,9978 | |
| inflation | -0,158135 | 0,503404 | -0,3141 | 0,7563 | |
| RLT | 0,806821 | 0,409270 | 1,971 | 0,0608 | * |
| lnPoP | 0,172230 | 0,773056 | 0,2228 | 0,8257 | |
| EFI | -3,26716 | 3,60606 | -0,9060 | 0,3743 | |
| parttime | -0,240093 | 0,0698683 | -3,436 | 0,0023 | *** |
| EmpITax | 0,259914 | 1,62498 | 0,1599 | 0,8743 | |
| ALMUNEMP | -6,70214 | 3,01783 | -2,221 | 0,0365 | ** |
| LMRI | -0,275386 | 0,871834 | -0,3159 | 0,7549 | |
| benefits | 4,82343 | 1,52693 | 3,159 | 0,0044 | *** |
| PISAMOY | -0,140970 | 0,0591770 | -2,382 | 0,0259 | ** |
| Education | -0,784813 | 0,786326 | -0,9981 | 0,3286 | |
| Moy. var. dép. | 20,34255 | Éc. type var. dép. | 10,30892 | | |

| | | | |
|----------------------|-----------|------------------------|----------|
| Somme carrés résidus | 3343,848 | Éc. type de régression | 6,425112 |
| R2 | 0,661673 | R2 ajusté | 0,611550 |
| F(12, 23) | 35,93977 | p. critique (F) | 5,18e-12 |
| Log de vraisemblance | -301,2446 | Critère d'Akaike | 628,4892 |
| Critère de Schwarz | 661,5520 | Hannan-Quinn | 641,8442 |
| rho | 0,624516 | Durbin-Watson | 0,587404 |