

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

Quels sont les effets des dépenses publiques en éducation sur les résultats scolaires ?

Herman, Elliot

Award date:
2020

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.



EFASM009 Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2019-2020

**Quels sont les effets des dépenses publiques en éducation
sur les résultats scolaires ?**

HERMAN Elliot

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

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

Remerciements :

Nous remercions vivement le Professeur Jean-Yves GNABO de l'Université de Namur pour son enseignement et son soutien. Nous adressons aussi nos remerciements à ses assistants, Messieurs Auguste DEBROISE et plus particulièrement François-Xavier LEDRU pour ses conseils, ses remarques pertinentes, son suivi rigoureux et ses encouragements.

Nous remercions également Madame Dominique LAFONTAINE et Madame Valérie QUITTRE, de l'ASPE de l'Université de Liège, pour nous avoir fourni des données et ressources indispensables à la réalisation de notre mémoire. Nous adressons en outre de vifs remerciements à Mademoiselle Sophie LABASSE, étudiante à HEC-Université de Liège, qui a partagé avec nous les ressources qu'elle a utilisées dans la réalisation de son mémoire dont le sujet est proche du nôtre.

Nous devons encore remercier nos proches pour leur patience et leur soutien à toutes épreuves tant de la réalisation de notre mémoire que dans notre cycle d'études en horaire décalé.

Table des matières

1. Introduction	4
2. Revue de la littérature.....	5
3. Présentation des données	7
3.1. Sources.....	7
3.2. Les variables	8
3.2.1. La variable expliquée.....	8
3.2.2. Les variables explicatives.....	9
3.3. Analyse de l'échantillon de données (Statistiques descriptives)	11
3.3.1. Approche univariée.....	11
3.3.2. Approche multivariée	12
4. Méthodologie économétrique.....	13
4.1. Présentation du modèle	13
4.2. Estimation, spécification et qualité du modèle	15
5. Résultats	17
6. Conclusions et limites.....	19
Bibliographie	21
Annexes	23

1. Introduction

Dans le cadre de ce travail de fin d'études de gestion, notre volonté a été de mettre un focus particulier sur les aspects éducatifs. De nombreuses études s'étant déjà attardé sur les impacts éducatifs sur l'économie, nous avons souhaité prendre la question en sens inverse et voir dans quelle mesure les aspects économiques influencent l'éducation.

Au cours de la phase préparatoire de ce présent travail, le choix a été d'utiliser les dépenses publiques en éducation (exprimée relativement au PIB) comme facteur explicatif de la performance éducative des systèmes scolaires. Cette performance étant alors mesurée par les enquêtes PISA. Celles-ci ont montré des performances très variables dans différents systèmes éducatifs. Du fait de l'hétérogénéité de ces résultats, nous espérons pouvoir dégager quels sont les effets des dépenses publiques en éducation sur les résultats scolaires.

Si la littérature a été prolifique quant aux analyses intra-étatiques, celle-ci devient très légère lorsqu'il s'agit d'effectuer des comparaisons entre pays. En effet, les analyses portent plus sur les aspects micros que macros. Notre volonté est donc d'apporter du recul et permettre d'établir une comparaison scientifique de l'impact des dépenses publiques en éducation.

Les pays membres de l'OCDE ainsi que ceux participants volontairement aux enquêtes PISA depuis 2009 composeront l'échantillon qui sera étudié. Le peu d'étude réalisée sur les comparaisons interétatiques proviennent probablement de la faiblesse du nombre d'observations disponibles jusqu'à maintenant. L'analyse se basera sur des données en panel cylindré en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires. Celle-ci nous permettra de dégager la significativité, ou non, des dépenses publiques pour améliorer la qualité du système éducatif.

Ainsi, après une revue de la littérature qui permettra de nous faire une idée plus précise de ce que recouvrent les dépenses publiques et les effets qui ont déjà pu être mis en évidence, nous détaillerons les différentes variables qui nous permettront d'établir le lien avec les dépenses publiques mais également avec la culture socio-politique des différents pays. Sur base des résultats et de l'analyse de la fiabilité de ceux-ci, une interprétation en sera réalisée après quoi nous procéderons à la conclusion de ce travail.

2. Revue de la littérature

L'Organisation de Coopération au développement Économique (OCDE) identifie que l'enseignement et les formations de niveau supérieur sont les meilleurs vecteurs de l'intégration des individus sur le marché du travail et de l'épanouissement personnel (OCDE, 2019). Elle détermine aussi qu'il est primordial que l'éducation de base et obligatoire permette aux jeunes de réaliser des parcours d'acquisition de compétences qui leurs permettent d'accéder à l'enseignement supérieur et ensuite aux filières professionnelles « prometteuses de débouchés et rémunératrices sur le marché du travail » (Gurria, 2019). Les conclusions de Dessus (2010) suggèrent également qu'acquérir une formation scolaire primaire et secondaire de qualité permet ensuite à un individu de posséder suffisamment de capital humain pour s'insérer durablement sur le marché du travail. Les travaux de Gurgand (2000) montrent aussi que l'éducation détermine la capacité de transformation, d'innovation et d'adaptation au changement des individus et des économies.

Depuis 1997, l'OCDE étudie les liens qui peuvent exister entre les dépenses publiques dans l'éducation et les résultats scolaires des élèves au sein des pays qui la composent. En 2016, les pays membres de l'OCDE ont consacré en moyenne 3,5% de leur PIB à l'enseignement primaire, secondaire et post-secondaire non tertiaire et ce budget a augmenté, en moyenne, de 18% depuis 2005. L'OCDE établit que la majorité de cette augmentation est due à la hausse des salaires des enseignants et à la réduction de la taille des classes qui fait augmenter le coût des infrastructures ainsi que des ressources humaines et matérielles nécessaires. En moyenne, les pays membres de l'OCDE dépensent 94.584 \$ par élève pendant la durée théorique de leurs études primaires et secondaires (entre 12 et 13 ans).

L'OCDE relève aussi que « de grandes différences entre les pays existent » (OCDE, 2010). Par exemple, en 2008, le Chili, le Mexique et la République Slovaque ont consacré moins de 45.000 \$ par élève tandis que l'Autriche, le Danemark, les États-Unis et l'Irlande, plus de 100.000 \$. Dans sa publication « Regards sur l'éducation » de 2008, elle relève que des dépenses publiques en éducation élevées ne se traduisent pas nécessairement par de bons résultats scolaires. En effet, si les États-Unis et l'Espagne sont proches dans le classement de 2006 du Programme International pour le Suivi des

Acquis des élèves, PISA en abrégé, ils dépensent respectivement 95.600 \$ et 61.860 \$, en moyenne, par élève jusqu'à l'âge de 15 ans. Les rendements du système d'éducation peuvent en effet montrer des résultats relativement différents entre pays (OCDE, 2008). Dessus (2010), conclut également à « des différences internationales de qualité des systèmes éducatifs » et WU (2010) relève que des facteurs spécifiques à chaque pays devraient être considérés pour analyser l'efficacité des systèmes d'éducation.

L'OCDE (2019) indique toutefois que les différents gouvernements des pays qui la composent ont un double objectif : Accroître la scolarisation de leur population tout en contrôlant leurs dépenses publiques. Les dépenses publiques étant particulièrement contraintes dans les périodes d'austérité budgétaire qu'ont connues et connaissent encore aujourd'hui la plupart des pays de l'OCDE. Pour mener des politiques publiques efficaces, il est donc essentiel que les décideurs politiques puissent connaître les facteurs et les phénomènes qui agissent sur l'efficacité de leurs systèmes d'éducation (OCDE, 2008). La littérature converge pour identifier les facteurs suivants :

1. L'organisation et la gestion de l'enseignement (organisation et management).
2. Le taux d'encadrement des élèves (taille des classes et infrastructures).
3. Le cadre d'apprentissage des élèves et les pratiques pédagogiques (programmes et méthodes).
4. La qualification et la formation des enseignants (formation initiale et continue).
5. Le profil (l'origine) socio-économique des élèves.
6. La proportion de population étrangère au sein de l'école.

Les quatre premiers facteurs identifiés représentent quasiment la totalité des dépenses publiques en éducation d'un pays. S'intéresser à leur efficacité et aux différences relatives entre pays peut s'avérer pertinent pour identifier les pratiques efficaces et permettre aux pays les moins performants de s'en inspirer pour s'améliorer. Bien que la littérature souligne l'importance d'évaluer et de comparer l'efficacité et les rendements des politiques publiques en éducation, ces évaluations manquent manifestement (Heim, 2017). Il est en outre intéressant de noter que des facteurs intrinsèques aux élèves peuvent avoir une influence sur leurs résultats scolaires comme leur genre (Jakubowski

et Borgonovi, 2012), leurs capacités innées (Borghans et Schils, 2015) ou encore l'enjeu qu'ils accordent aux examens ou aux tests qui leurs sont soumis (Akyol, Wang, et Krishna, 2019).

Si la littérature est abondante en statistiques descriptives, elle manque d'évaluations et de comparaisons entre les rendements des dépenses publiques en éducation entre pays. Identifier quels sont les pays les plus efficaces apporterait un éclairage intéressant au champ d'étude. C'est cela que nous allons essayer d'apporter, économétriquement, avec notre mémoire.

3. Présentation des données

3.1. Sources

Les données utilisées dans notre étude sont issues de l'OCDE et celles relatives aux tests PISA nous ont été fournies par l'Université de Liège. Nous n'avons pas eu besoin de les corriger.

Nous présentons nos données en panel. Notre échantillon est composé de 28 pays (individus) participants aux tests PISA qui offraient des données exploitables. Nous considérons trois périodes : 2009, 2012 et 2015. Nous exploitons donc 84 observations. Nos données ont été extraites et collectées dans le courant du dernier trimestre de 2019 et du premier trimestre de 2020.

Nous sommes conscients du faible nombre de nos observations et du manque de précision que cela peut engendrer pour nos estimateurs. Nous estimons cependant pouvoir mener notre étude sur cette base au regard d'autres études qui exploitent les résultats PISA. Ces études sont reprises au sein du tableau 1.

Tableau 1 : Vue sur les études exploitant les résultats PISA.

Question	Auteur(s)	Nombre d'observations	Résultats
Écarts des performances PISA selon le genre	JAKUBOWSKI M. et BORGONOV I F. (2012)	34 observations (pays)	Inégalités entre les genres en éducation
Expliquer les différences de résultats PISA et TIMSS entre pays	WU M. (2010)	21 observations (pays)	Biais d'échantillonnage, biais d'évaluation, facteurs spécifiques à chaque pays (chaque pays devra être étudié soigneusement)
Biais de l'investissement des élèves dans les tests à faible enjeu	AKYOL P., WANG J. et KRISHNA K. (2019)	58 observations (pays)	La considération de l'enjeu des tests augmentent l'investissement des élèves et "corrige" les tests PISA à la hausse
Importance des capacités cognitives et non-cognitives dans les résultats scolaires et l'impact sur la croissance	BORGHANS L. et SCHILS T. (2015)	37 observations (pays)	Corrélation positive entre capacités cognitives, non cognitives et croissance économique. Importance des capacités non cognitives par rapport aux cognitives

Note : Dans l'étude de Jakubowski et Borgonovi qui portait sur les inégalités de genre., les observations étaient au nombre de 34. Pour des études similaires au présent travail, nous comptons entre 20 et 60 observations constituant le jeu de données.

3.2. Les variables

3.2.1. La variable expliquée

- *Y*: Les résultats aux tests PISA en mathématiques (*PISAmaths*).

Elle exprime les compétences moyennes en mathématiques des élèves âgés de 15 ans de chaque pays membre de l'OCDE sélectionné pour notre étude. Le choix d'analyser les résultats PISA en mathématiques est motivé par le fait que la littérature met en évidence cette compétence comme pertinente pour comparer les pays entre eux. Les tests PISA en mathématiques sont en effet identiques dans chacun des pays où ils sont organisés. Cela exclut les biais d'échantillonnage qui pourrait survenir en utilisant les résultats PISA en lecture ou en sciences qui diffèrent entre pays. Ces résultats PISA en mathématiques sont exprimés sous la forme d'un score qui permet de classer les pays suivant la performance moyenne de leurs élèves en mathématiques. Plus le score est élevé, plus la performance moyenne des élèves du pays est élevée en mathématiques. Singapour

est le pays le plus performant avec 564 points en mathématiques. La moyenne des pays de l'OCDE s'établit à 490 points (OCDE, 2016).

3.2.2. Les variables explicatives

Les variables explicatives de notre étude ne sont pas précisément les facteurs de réussite scolaire identifiés par dans la littérature. Il nous a été impossible d'obtenir suffisamment de données pour exploiter ces facteurs. Nous avons choisi d'exploiter la variable qui les agrège : Les dépenses publiques en éducation des pays. Par manque de relevés disponibles, nous n'avons pas pu non plus exploiter les *indices de Gini* de chaque pays. Cet indice aurait pourtant été pertinent pour rendre compte d'un facteur déterminant la réussite scolaire : les inégalités socio-économiques des élèves au sein d'un pays. Les données manquent également pour utiliser comme facteurs la proportion de population étrangère au sein d'un pays et celle au sein des établissements scolaires. Nous avons donc procédé à des choix en fonction des données disponibles, fiables et pertinentes. Il nous semble que nos choix limitent le biais de variable omise.

- X_1 : Les dépenses publiques en éducation des états (*DepPubEduc*).

Variable d'intérêt. Cette variable agrège les facteurs identifiés par notre revue de la littérature comme ayant des effets déterminants sur les résultats scolaires : (1) l'organisation et la gestion de l'enseignement, (2) le taux d'encadrement des élèves, (3) le cadre d'apprentissage et les méthodes pédagogiques et (4) la qualification et la formation des enseignants. Cette variable est exprimée en pourcentage du PIB par pays. Elle reprend les dépenses publiques consacrées aux niveaux primaire et secondaire, ce qui correspond à l'investissement public consacré aux élèves concernés par les tests PISA : les élèves de 15 ans. Toutefois, 15 ans représente, pour un parcours sans redoublement, l'âge de la quatrième année secondaire et nous n'avons pas les moyens de déduire la part des dépenses publiques consacrée aux cinquième et sixième années de l'enseignement secondaire. Nous considérons donc l'ensemble des dépenses publiques investies dans l'enseignement primaire et secondaire. Un pourcentage plus élevé signifiant que le pays considéré consacre une part plus élevée de sa richesse à l'éducation de sa population.

Cette variable possède une forte inertie car les dépenses publiques en éducation d'un pays ne vont vraisemblablement pas avoir des effets immédiats sur les résultats PISA en mathématiques des élèves. Des effets retards devraient être pris en compte. Des dépenses publiques en éducation effectuées il y a dix ans dans le domaine de la petite enfance et des premières années de scolarisation ont très probablement des effets sur les résultats scolaires d'aujourd'hui. Les dépenses publiques en éducation que nous considérons dans notre analyse sont donc les contemporaines (2009, 2012 et 2015) et sont un proxy des dépenses passées.

- X_2 : Le taux de chômage (TxCho).

Variable de contrôle. Le taux de chômage est la part des personnes sans emploi au sein de la population active d'un pays. Il s'exprime en pourcents. Le choix de cette variable de contrôle est justifié par le fait que, à défaut de pouvoir exploiter les *indices de Gini*, le taux chômage nous semble pertinent pour tenir compte dans notre modèle du profil socio-économique des élèves. Plus le taux de chômage d'un pays est élevé, plus le niveau moyen socio-économique des élèves de ce pays est bas. Avec le taux de chômage, nous pensons pouvoir capter les variations des résultats PISA en mathématiques selon le profil socio-économique moyen des élèves.

- X_3 à X_8 : La culture socio-politique de groupe de pays (Gr).

Variables indicatrices (ou dichotomiques) construites. Ces variables regroupent les pays par leurs similitudes socio-politiques et leurs choix politiques. Pour créer ces variables, nous nous référons aux théories de sciences politiques qui identifient quatre grands modèles socio-politiques : Le modèle anglo-saxon (libéral), le modèle scandinave (socio-démocrate), le modèle continental (conservateur) et le modèle méditerranéen (latin) que nous complétons par un groupe de pays post-communistes d'Europe de l'est, par un groupe de pays émergents d'Amérique Latine et par un groupe composé de pays de culture orientale. Nous avons construit 7 groupes de pays. Ils sont repris dans le tableau 2. Cette variable prend la valeur 1 quand le pays considéré fait partie du groupe identifié par la variable et zéro quand il n'en fait pas partie. Cette variable nous permet de mesurer les effets fixes de groupe non-observés dans notre modèle.

Tableau 2 : Les groupes de pays par culture socio-politique.

Groupes	Pays
Anglo-saxon	Royaume-Uni, États-Unis, Canada, Irlande et Australie
Europe de l'Ouest	Allemagne, Belgique, France, Pays-Bas, Suisse
Europe de l'Est	Estonie, Hongrie, Slovaquie, Slovénie, Tchéquie
Europe du Nord	Finlande, Islande, Norvège, Suède
Europe du Sud	Espagne, Italie, Portugal
Amérique latine	Chili et Mexique
Orient	Israël, Japon et Turquie

Note : Le groupe reprenant les pays anglo-saxons est constitué de l'Australie, du Canada, des États-Unis, de l'Irlande et du Royaume-Unis. Les pays qui présentent les mêmes cultures socio-politiques sont agrégés en un groupe.

Le groupe 7 « Orient » sera notre groupe de référence. Il permet aussi d'écartier la colinéarité parfaite entre les variables indicatrices.

3.3. Analyse de l'échantillon de données (Statistiques descriptives)

Nous analysons notre échantillon de données par statistiques descriptives. Nous présentons notre analyse pour les trois périodes considérées (2009 / 2012 / 2015), pour l'ensemble des pays étudiés et par groupe de pays de construits. Les détails, les tableaux et les graphiques sont placés en annexe 1.

3.3.1. Approche univariée

- Résultats PISA en mathématiques (*PISAmaths*)

L'échantillon total semble être homogène. Pour chaque période considérée, les valeurs centrales (91,20 / 91,80 / 89,55) et moyennes (91,37 / 91,63 / 89,67) sont proches. L'écart-type est aussi relativement faible et varie peu d'une période à l'autre (6,58 / 6,51 / 6,05). L'histogramme de densité le montre assez bien visuellement. L'histogramme est placé en annexe au graphique A1. Les résultats des statistiques descriptives sont également placés en annexe au tableau A1.

- Dépenses publiques en éducation (*DepPubEduc*)

L'échantillon total semble être homogène. Pour chaque période considérée, les valeurs centrales (3,16 / 3,24 / 3,18) et moyennes (3,23 / 3,31 / 3,23) sont proches. L'écart-type est aussi relativement faible et varie peu d'une période à l'autre (0,64 / 0,61 / 0,62). L'histogramme de densité le montre assez bien visuellement. L'histogramme est placé en annexe au graphique A2. Les résultats des statistiques descriptives sont également placés en annexe au tableau A2.

- Le taux de chômage (*TxCho*)

L'échantillon total ne semble pas être homogène. On constate un écart entre les valeurs moyennes (8,35 / 9,25 / 8,24) et centrales (8,04 / 7,93 / 6,84), surtout pour 2012 et 2015. L'écart-type est aussi relativement important (3,22 / 5,37 / 4,66) ce qui pourrait provenir de disparités assez importantes entre pays, comme on peut d'ailleurs le constater en observant l'écart important qui existe entre les valeurs minimum et maximum. En considérant les groupes de pays, l'écart-type est fort étendu, particulièrement pour le groupe 5 « Europe du Sud ». Cela pourrait prouver qu'au sein de pays de même culture socio-politique, le taux de chômage peut varier assez fortement d'un pays à l'autre. Pour cette variable de contrôle, nous devons donc prêter attention à la précision de l'estimateur. Il est très probable que sa précision soit altérée par des d'écart-types importants. L'histogramme est placé en annexe au graphique A3. Les résultats des statistiques descriptives sont également placés en annexe au tableau A3.

3.3.2. Approche multivariée

La matrice de corrélation est placée en annexe au tableau A4. De manière synthétique, l'analyse des coefficients de "Bravais-Pearson" montre que la corrélation entre les résultats PISA en mathématiques est positive et relativement faible avec les dépenses publiques en éducation (0,05) et négative de manière relativement faible avec le taux de chômage (-0,17). Pour les groupes de pays, la corrélation avec les résultats PISA en mathématiques est globalement faible sauf pour le groupe de pays 2 « Europe Ouest » où elle est positive (0,38) et le groupe de pays 6 « Amérique Latine » où elle est négative (-0,51).

Les dépenses publiques en éducation sont corrélées négativement et modérément avec le taux de chômage (-0,20). Avec les groupes de pays, elles sont négativement et modérément corrélées avec les groupes 3, 5 et 6 et positivement et modérément corrélées avec les groupes 1, 2 et 4. La corrélation la plus forte est avec le groupe 4 (0,60) et la plus faible avec le groupe 2 (0,04)

La corrélation entre le taux de chômage et les groupes de pays varie. Elle est négative et faible avec le groupe 1, négative et modérée avec les groupes 2, 4 et 6, et positive et modérée avec les groupes 3 et 5. C'est avec le groupe 5 que sa corrélation est la plus forte (0,47) et avec le groupe 1 qu'elle est la plus faible (-0,06).

Les nuages de points ne semblent pas indiquer la présence de multicolinéarité entre les variables explicatives « dépenses publiques en éducation » et « Taux de chômage ». Les nuages de points sont placés en annexe aux graphiques A5.

Le test des Facteurs d'Inflation de la Variance (VIF, de l'anglais Variance Inflation Factors) permet de tester formellement la présence de multicolinéarité avec le logiciel GRETL. Nous pouvons conclure en l'absence de multicolinéarité. Les résultats du test des VIF sont placés en annexe au tableau A5.

4. Méthodologie économétrique

4.1. Présentation du modèle

Nous estimons un modèle de panel comprenant 28 pays et 3 périodes, soit 84 observations. Notre modèle économétrique est un modèle de panel avec des effets fixes de groupe et des variables d'interaction. Nous avons choisi ce modèle afin d'isoler les effets fixes non-observés par groupe de pays et pour pouvoir observer le rendement marginal des dépenses publiques en éducation sur les résultats PISA en mathématiques pour chaque groupe de pays. Avec ce modèle, nous espérons répondre avec pertinence à notre question de départ. Dans notre base de données, nous avons ajouté six variables d'interaction. Leurs valeurs sont le produit des dépenses publiques en éducation du pays

considéré et de la valeur de la variable indicatrice du groupe de pays qui est associé au pays considéré.

Notre modèle s'écrit :

$$\begin{aligned} PISAmaths_i = & \alpha + \beta_1 DepPubEduc_i + \beta_2 TxCho_i \\ & + \beta_3 Gr1_i + \beta_4 Gr2_i + \beta_5 Gr3_i + \beta_6 Gr4_i + \beta_7 Gr5_i + \beta_8 Gr6_i \\ & + \beta_9 I1_i + \beta_{10} I2_i + \beta_{11} I3_i + \beta_{12} I4_i + \beta_{13} I5_i + \beta_{14} I6_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (\text{Equation 1})$$

dans lequel :

- $PISAmaths_i$ est la variable expliquée Y : Les résultats des tests PISA en mathématiques.
- α = la constante du modèle
- $DepPubEduc_i$ est la variable explicative X_1 : Les dépenses publiques en éducation.
- $TxCho_i$ est la variable explicative X_2 : Le taux de chômage.
- $Gr1_i, Gr2_i, Gr3_i, Gr4_i, Gr5_i$ et $Gr6_i$ sont les variables indicatrices de X_3 à X_8 : Les effets fixes non-observés des groupes de pays.
- $I1_i, I2_i, I3_i, I4_i, I5_i$ et $I6_i$ sont les variables d'interaction de X_9 à X_{14} : le produit des dépenses publiques en éducation du pays considéré par la variable indicatrice du groupe de pays auquel il appartient qui permettra d'isoler les effets marginaux des dépenses publiques en éducation sur les résultats PISA en mathématiques par groupe de pays.
- ε_i est le terme d'erreur du modèle.

4.2. Estimation, spécification et qualité du modèle

Nous estimons notre modèle par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) avec le logiciel GRETL. Les résultats complets de notre régression issus de GRETL sont disponibles en annexe au tableau A6.

Pour vérifier que notre modèle soit bien spécifié, nous vérifions les cinq hypothèses de *Gauss-Markov* dont la présence d'hétéroscédasticité (la variance des résidus est fonction des valeurs des variables explicatives) et d'autocorrélation (dépendance temporelle entre les résidus). De plus, nous testons la normalité des résidus (distribution des données selon une loi normale).

L'hypothèse une est bien vérifiée : notre modèle est linéaire. L'hypothèse deux étant de disposer d'un échantillon aléatoire pourrait être soumise à interprétation car notre échantillon a été composé de pays participants aux tests PISA qui permettaient d'exploiter des données. Il n'a pas été constitué de manière aléatoire. Nous avons vérifié l'hypothèse trois par le test VIF qui écarte la présence de multicollinéarité entre les variables explicatives. L'hypothèse quatre d'espérance conditionnelle nulle du terme d'erreur pourrait ne pas être vérifiée puisque notre modèle souffre de l'absence de variables explicatives. Notre étude pourrait donc présenter un biais de variable omise. Le test de White nous permet de conclure en l'absence d'hétéroscédasticité et le test Jarque-Berra en la normalité du terme d'erreur mais celui de Durbin-Watson nous amène à conclure en la présence d'autocorrélation (les détails de ces tests sont placés en annexe). Les conditions pour que nos estimateurs soient « *BLUE* » (Les meilleurs estimateurs non-biaisés, de l'anglais « *Best Linear Unbiased Estimator* ») ne peuvent donc pas être vérifiées. Ils pourraient comporter un biais et manquer de précision.

Si nous ne pouvons pas remédier aux biais d'échantillonnage et de variables omises en l'absence de données disponibles, nous pouvons corriger l'autocorrélation des résidus en appliquant la méthode des *écart-types robustes à l'autocorrélation*. Les principaux résultats de notre estimation corrigée sont repris au tableau 3.

Tableau 3 : Principaux résultats de notre régression par les MCO avec correction par la méthode des écart-types robustes à l'autocorrélation.

	<u>Estimateurs</u>	<u>Écart-types robustes</u>	<u>Significativité</u>
Constante	72,08	4,43	***
DepPubEduc	9,06	1,32	***
TxCho	-0,44	0,16	**
Gr1	16,75	10,21	
Gr2	5,09	8,13	
Gr3	41,66	8,78	***
Gr4	18,51	19,73	
Gr5	14,86	6,38	**
Gr6	50,32	4,68	***
i1	-7,88	3,1	**
i2	-2,47	2,26	
i3	-15,44	2,85	***
i4	-8,88	4,63	*
i5	-5,44	1,84	***
i6	-23,17	1,54	***
	SCR	924,71	
	R ²	0,72	
	R ² ajusté	0,67	

Note : En utilisant la régression par les MCO des estimateurs de notre modèle avec écart-types robustes à l'autocorrélation, l'estimateur des dépenses publiques en éducation est de 9,06 et l'écart-type robuste est de 1,32. Les dépenses publiques en éducation sont significatives au seuil de 1% (***). Les variables ** sont significatives au seuil de 5% et les variables * au seuil de 10%. Nous ne considérerons pas les autres variables comme significatives.

L'estimation de notre modèle est :

$$\begin{aligned}
 PISAmaths_i = & 72,08 + 9,06 DepPubEduc_i - 0,44 TxCho_i \\
 & + 16,75 Gr1_i + 5,09 Gr2_i + 41,66 Gr3_i + 18,51 Gr4_i + 14,86 Gr5_i + 50,32 Gr6_i \\
 & - 7,88 I1_i - 2,47 I2_i - 15,44 I3_i - 8,88 I4_i - 5,44 I5_i - 23,17 I6_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

(Equation 2)

Notre modèle est de "bonne qualité" car le R² est de 0,72. C'est à dire que les variations des variables explicatives expliquent 72% des variations de la variable expliquée. De plus, la faible différence avec le R² ajusté (67%) indique un faible impact de variables explicatives inutiles à notre modèle.

5. Résultats

Pour interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation, nous avons besoin que deux coefficients soient significatifs : le coefficient de dépenses publiques en éducation et le coefficient de la variable d'interaction du pays auquel le pays considéré appartient.

- Le coefficient des dépenses publiques en éducation est significatif au seuil de 1% et est donc interprétable.
- Le coefficient de la variable d'interaction $i1$ est significatif au seuil de 5%. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 1 « Anglo-saxons ». Notre modèle prédit que lorsqu'un pays Anglo-saxon augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 1,18 points.
- Le coefficient de la variable d'interaction $i3$ est significatif au seuil de 1%. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 3 « Europe de l'Est ». Notre modèle prédit que lorsqu'un pays d'Europe de l'Est augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de -6,38 points.
- Le coefficient de la variable d'interaction $i4$ est significatif au seuil de 10%. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 4 « Europe du Nord ». Notre modèle prédit que lorsqu'un pays d'Europe du Nord augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 0,18 points.

- Le coefficient de la variable d'interaction $i5$ est significatif au seuil de 1%. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 5 « Europe du Sud ». Notre modèle prédit que lorsqu'un pays d'Europe du Sud augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 3,62 points.
- Le coefficient de la variable d'interaction $i6$ est significatif au seuil de 1%. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 6 « Amérique Latine ». Notre modèle prédit que lorsqu'un pays d'Amérique Latine augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves diminuent en moyenne de 14,11 points.
- Le coefficient du groupe 3 « Europe de l'Est » est significatif au seuil de 1% et est donc interprétable : Notre modèle prédit que lorsqu'un pays fait partie des pays d'Europe de l'Est, par rapport au groupe 7 « Orient » (groupe de référence), les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 41,66 points pour des raisons d'effets non-observés dans notre modèle.
- Groupe 5 « Europe du Sud » : Son coefficient est significatif au seuil de 5% et est donc interprétable. Notre modèle prédit que lorsqu'un pays fait partie des pays d'Europe du Sud, par rapport au groupe 7 « Orient » (groupe de référence), les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 14,86 points pour des raisons d'effets non-observés dans notre modèle.
- Groupe 6 « Amérique Latine » : Son coefficient est significatif au seuil de 1% et est donc interprétable. Notre modèle prédit que lorsqu'un pays fait partie des pays d'Amérique Latine, par rapport au groupe 7 « Orient » (groupe de référence), les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 50,32 points pour des raisons d'effets non-observés dans notre modèle.

- Le coefficient du taux de chômage est significatif au seuil de 5% et est donc interprétable. Notre modèle prédit que lorsque le taux de chômage augmente d'un point de pourcentage dans un des pays considérés, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves baissent en moyenne de 0,44 points.

6. Conclusions et limites

Au terme de ce travail, l'impact des dépenses publiques sur le niveau éducatif des élèves nous permet d'apporter une réponse nuancée. Sur base d'un panel cylindré comptant 28 pays et 3 coupes, soit un total de 84 observations, de la constitution de groupe de pays proche socio-culturellement et de variables d'interaction, nous pouvons estimer plus précisément l'impact des dépenses publiques en éducation pour chaque pays.

Le modèle des moindres carrés ordinaires utilisé nous donne, comme attendu, pour l'estimateur correspondant aux dépenses publiques. Cet estimateur est de 9,06 (significatif au seuil de 1%) nous dit qu'une augmentation des dépenses de 1% induira une hausse des résultats PISA de 9,06. Nous avons également pu mettre en évidence des effets fixes pour les pays des groupes 3, 5 et 6 (respectivement Europe de l'Est, Europe du Sud, Amérique latine) pouvant avoir un pouvoir explicatif parfois jusqu'à cinq fois supérieur à celui de notre variable explicative. Ainsi, les dépenses publiques apparaissent peu pertinentes pour expliquer les résultats PISA en mathématiques de ces pays. La recherche d'explication devrait alors contenir des hypothèses complémentaires telles que l'organisation du système scolaire (tronc commun, présence d'un marché scolaire, ...) ou sur la prise en compte d'un nombre plus important de variables culturelles qui sont agrégées à l'intérieur d'une seule variable « *groupe de pays* » dans le présent modèle.

La relation positive entre dépenses et résultats doit également être nuancée en fonction des pays et groupes de pays. Les variables d'interaction nous permettent d'établir des rendements marginaux différents, et parfois négatifs, suivant les groupes de pays. Ce rendement est le plus élevé parmi les pays d'Europe du Sud avec une valeur de 3,62 points, suivi des pays anglo-saxons avec 1,8 points puis des pays de l'Europe du Nord avec 0,18 point. Les pays de l'Europe de l'Est affichent une valeur négative de 6,38 et les pays d'Amérique Latine une valeur négative de 14,11 points. Bien que contre intuitifs,

ces valeurs sont à mettre en lien avec les estimateurs des groupes de pays qui étaient les plus importants pour ces deux groupes. Les facteurs socio-culturels auraient donc un rôle déterminant.

Notons cependant que la principale limite de notre modèle est la violation de certaines hypothèses qui font que le modèle des moindres carrés ordinaires n'est pas la méthode économétrique la plus adéquate pour analyser nos données. Autre élément limitant, le nombre peu important de coupe qui ne permet pas d'établir des variable « *pays* » mais uniquement « *groupe de pays* ». Ainsi, le recul de quelques années nous permettra sans aucun doute d'affiner nos résultats à l'aune de données complémentaires et, idéalement, de données permettant de mieux saisir les éléments non-expliqués par la variable « *dépenses publiques en éducation* ».

Bibliographie

AKYOL P., WANG J., KRISHNA K. (2019), *Taking PISA seriously : How accurate are low stakes exams* , National Bureau of Economic Research, Working Paper 24930.

BORGHANS L. et SCHILS T. (2015), *The Leaning Power Tower of Pisa. Decomposing achievement test score into cognitive and noncognitive components*, Maastricht University.

BEHRMAN J. (2011), *How Much Might Human Capital Policies Affect Earnings Inequalities and Poverty* , Estudios de Economía, Vol. 38, n° 1.

CAPPELLETI L. (2010), *Vers un modèle socio-économique de mesure du capital humain ?*, Revue Française de Gestion, n° 207.

DESSUS S. (2000), *Capital humain et croissance : le rôle retrouvé du système éducatif*, Revue de l'Institut d'Economie Publique, n° 6, De Boeck Université.

DRAELANTS H., DUPRIEZ V. et MAROY Ch. (2011), *Le système scolaire*, CRISP, n° 76.

CHECCHI D. (2001), *Education, inequality and income inequality*, University of Milan.

GNABO J-Y. (2019), *Cours d'Introduction à l'économétrie*, Université de Namur.

GURGANT M. (2000), *Sait-on mesurer le rôle économique de l'éducation ?*, Revue Française d'Economie, vol. 15, n° 2.

HEIM A. (2017), *Comment estimer le rendement de l'investissement social ?*, France Stratégie, n° 52.

JAKUBOWSKI M. et BORGONOVI F. (2012), *Quels enseignements peut-on tirer du PISA : l'exemple des écarts de performances entre les sexes*, Recherches en Education, n° 14.

JOUMARD I., KONGSRUD P-M., NAM Y-S. et PRICE R. (2003), *Améliorer le rapport coût-efficacité des dépenses publiques : l'expérience des pays de l'OCDE*, Revue économique de l'OCDE, n° 37.

MILLS P. et QUINET A. (1992), *Dépenses publiques et croissance*, Revue Française d'Economie, n° 3.

OCDE (2007), *Regards sur l'éducation 2007 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

OCDE (2008), *Regards sur l'éducation 2008 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

OCDE (2010), *Regards sur l'éducation 2010 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

OCDE (2016), *Regards sur l'éducation 2016 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

OCDE (2019), *Regards sur l'éducation 2019 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

PARENT A. (2001), *Protection sociale, croissance et inégalités : vieux débats, nouvelles réponses*, Inégalités économiques (Rapport économique).

PAUL J-J et SULEMAN F. (2005), *La production de connaissances dans la société de la connaissance : quel rôle pour le système éducatif ?*, Education et Société, n° 15.

PELINESCU E. (2016), *Human capital and competitiveness in UE*, Internal auditing and risk management, n° 11.

SHAHABADI A., NEMATI M. et HOSSEINIDOUST (2018), *The effect of education on income inequality in selected Islamic countries*, International Journal of Asia Pacific Studies, n°14.

STIGLITZ J. (2016), *Inequality and economic growth*, The Political Quarterly Publishing Co.

WOOLDRIDGE J. (2018), *Introduction à l'économétrie : une approche moderne 2^e édition (en français)*, DeBoeck supérieur.

WU M. (2010), *Comparing the similarities and differences of PISA 2003 and TIMSS*, OCDE Education Working paper n° 32.

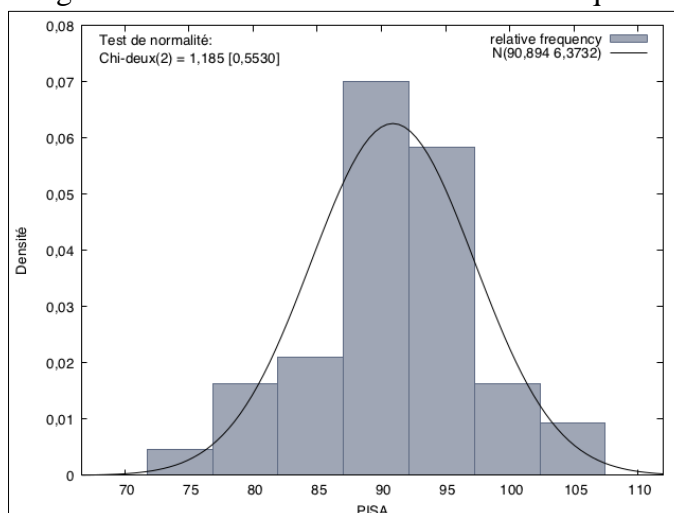
Annexes

A.1 Statistiques descriptives

A.1.1 Analyse univariée

- Résultats tests PISA en mathématiques

Graphique A1 : Histogramme des résultats PISA en mathématiques.



Note : Distribution des résultats PISA en mathématiques.

Tableau A1 : Résultats tests PISA en mathématiques.

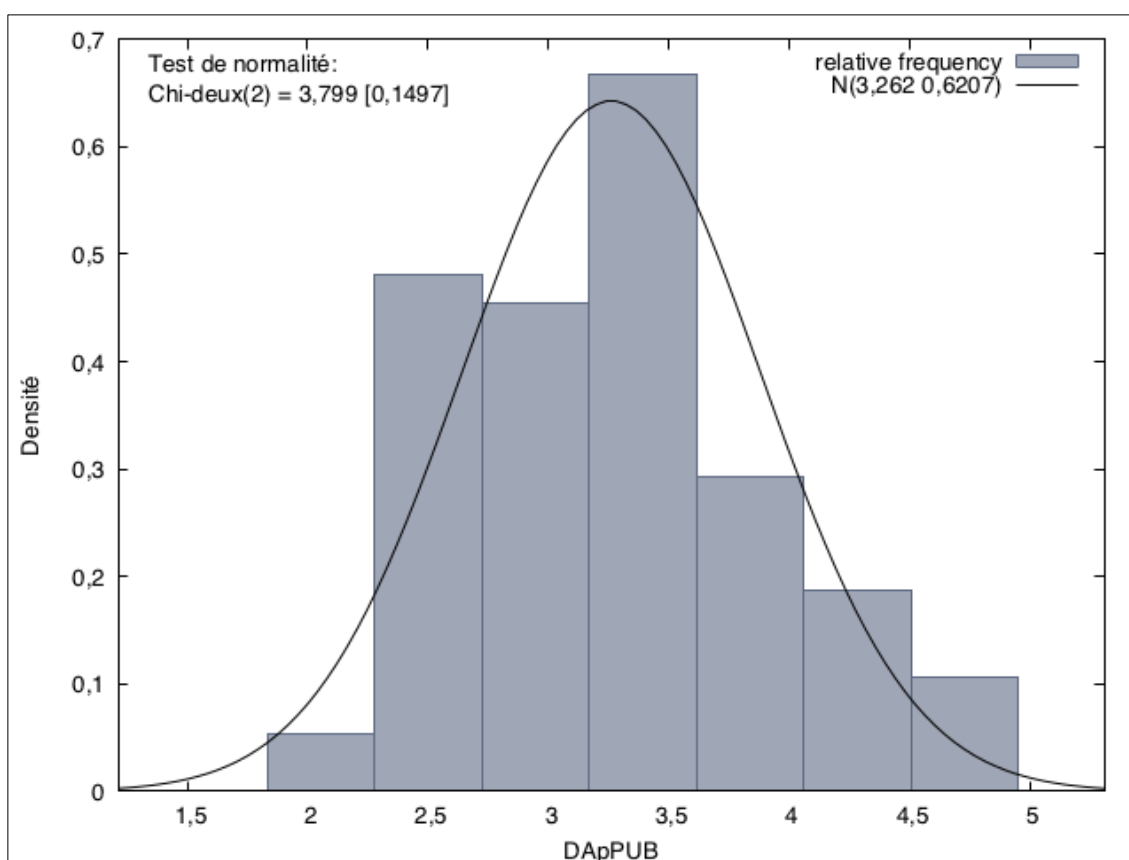
	Echantillon total			Gr1 Anglo-saxons			Gr2 Europe Ouest			Gr3 Europe Est		
	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>
Médiane	91,2	91,8	89,55	87,5	89,9	88,5	99,2	96,3	95,2	92,65	92,65	89,25
Moyenne	91,37	91,63	89,67	89,02	90,84	88,34	98,32	96,4	93,76	91,03	92,05	89,28
Ecart-type	6,58	6,51	6,05	3,36	4,65	5,34	5,6	3,98	3,42	5,57	6,54	5,36
Minimum	78,9	74,3	75	85,6	84,6	79,8	89,1	91,6	89	81,1	80,9	80,4
Maximum	104,1	104,9	103,4	94	96,3	93,1	104,1	102,3	97,4	96,1	100,8	95,4

	Gr4 Europe Nord			Gr5 Europe Sud			Gr6 Amérique Latine			Gr7 Orient		
	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>
Médiane	88,2	91,1	87,5	91,4	92,8	93,6	79,5	77,55	80,2	94,1	93,5	88,5
Moyenne	88,17	89,85	87,52	91,66	91,46	91,33	79,5	77,55	80,2	96,33	96,1	93,36
Ecart-type	5,14	3,09	4,85	1,22	3,3	5,83	0,84	4,59	7,35	6,92	7,83	8,69
Minimum	82,5	85,3	82,2	90,6	87,7	84,7	78,9	74,3	75	90,8	89,9	88,2
Maximum	93,8	91,9	92,9	93	93,9	95,7	80,1	80,8	85,4	104,1	104,9	103,4

Note : Statistiques descriptives des résultats PISA en mathématiques.

- Dépenses publiques en éducation.

Graphique A2 : Histogramme des dépenses publiques en éducation.



Note : Distribution des dépenses publiques en éducation, en % du PIB.

Tableau A2 : Dépenses publiques en éducation.

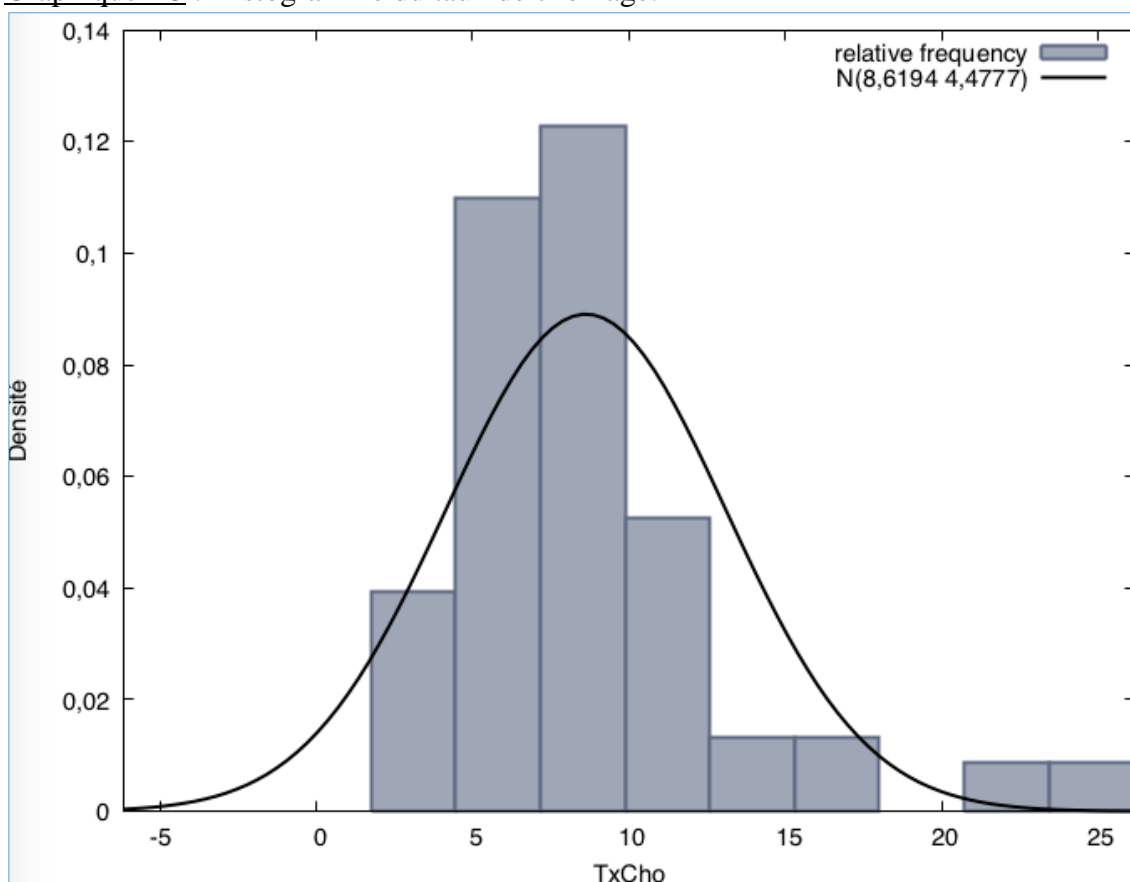
	Echantillon total			Gr1 Anglo-saxons			Gr2 Europe Ouest			Gr3 Europe Est		
	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>
Médiane	3,16	3,24	3,18	3,17	3,49	3,21	3,08	3,22	3,35	3,11	2,84	2,67
Moyenne	3,23	3,31	3,23	3,35	3,59	3,42	3,26	3,35	3,36	2,96	2,86	2,73
Ecart-type	0,64	0,61	0,62	0,36	0,33	0,39	0,56	0,48	0,53	0,64	0,44	0,30
Minimum	2,05	2,40	2,4	2,98	3,24	3,11	2,64	2,77	2,66	2,14	2,40	2,40
Maximum	4,64	4,73	4,49	3,86	4,14	4,08	4,11	4,09	4,16	3,74	3,39	3,15

	Gr4 Europe Nord			Gr5 Europe Sud			Gr6 Amérique Latine			Gr7 Orient		
	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>
Médiane	4,21	4,20	4,18	3,09	2,88	2,75	2,90	2,91	2,82	2,50	2,64	2,55
Moyenne	4,16	4,20	4,13	3,04	3,09	2,99	2,90	2,91	2,82	2,73	2,97	2,98
Ecart-type	0,54	0,50	0,40	0,24	0,40	0,51	0,14	0,41	0,52	0,82	0,67	0,75
Minimum	3,56	3,68	3,68	2,78	2,84	2,63	2,80	2,62	2,45	2,05	2,52	2,54
Maximum	4,64	4,73	4,49	3,26	3,55	3,59	3,00	3,21	3,19	3,66	3,74	3,85

Note : Statistiques descriptives des dépenses publiques en éducation, en % du PIB.

- Taux de chômage.

Graphique A3 : Histogramme du taux de chômage.



Note : Distribution du taux de chômage, en % de la population active.

Tableau A3 : Taux de chômage.

	Echantillon total			Gr1 Anglo-saxons			Gr2 Europe Ouest			Gr3 Europe Est		
	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>
Médiane	8,04	7,93	6,89	8,35	7,89	5,72	7,74	5,82	5,72	9,10	10,50	8,23
Moyenne	8,35	9,25	8,24	8,61	8,78	6,62	6,48	6,52	6,62	9,38	12,61	10,31
Ecart-type	3,22	5,37	4,66	2,67	3,89	1,95	2,29	1,95	1,95	3,03	6,40	6,14
Minimum	3,10	3,12	3,38	5,30	5,22	5,29	3,70	4,48	5,29	5,85	6,98	5,05
Maximum	17,86	24,79	22,06	12,61	15,45	9,91	8,74	9,40	9,91	13,50	24,90	22,06

	Gr4 Europe Nord			Gr5 Europe Sud			Gr6 Amérique Latine			Gr7 Orient		
	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>	<u>2009</u>	<u>2012</u>	<u>2015</u>
Médiane	7,73	6,98	5,86	9,43	15,53	12,44	7,53	5,67	5,27	7,54	6,85	5,24
Moyenne	6,72	6,28	6,26	11,68	16,99	15,46	7,53	5,67	5,27	8,39	6,45	6,28
Ecart-type	2,47	2,32	2,59	5,41	7,18	5,71	3,04	1,06	1,32	3,82	1,94	3,54
Minimum	3,10	3,12	3,97	7,75	10,65	11,89	5,38	4,92	4,34	5,07	4,35	3,38
Maximum	8,35	8,07	9,37	17,86	24,79	22,06	9,68	6,43	6,21	12,58	8,17	10,24

Note : Statistiques descriptives du taux de chômage, en % de la population active.

A.1.2 Analyse multivariée

Tableau A4 : Matrice des coefficients de corrélation entre variables.

Coefficients de corrélation, utilisant les observations 1:1 - 28:3
5% valeur critique (bilatéral) = 0,2146 pour n = 84

PISAmaths	TxCho	DepPubEduc	Gr1Anglosaxon	
1,0000	-0,1778	0,0565	-0,1100	PISAmaths
	1,0000	-0,2004	-0,0640	TxCho
		1,0000	0,1492	DepPubEduc
			1,0000	Gr1Anglosaxon
Gr2EurOuest	Gr3EurEst	Gr4EurNord	Gr5EurSud	
0,3876	-0,0087	-0,1532	0,0325	PISAmaths
-0,2033	0,2521	-0,2010	0,4741	TxCho
0,0496	-0,3439	0,6002	-0,1220	DepPubEduc
-0,2174	-0,2435	-0,1903	-0,1615	Gr1Anglosaxon
1,0000	-0,2435	-0,1903	-0,1615	Gr2EurOuest
	1,0000	-0,2132	-0,1809	Gr3EurEst
		1,0000	-0,1414	Gr4EurNord
			1,0000	Gr5EurSud
Gr6AmrLat				
-0,5171	PISAmaths			
-0,1532	TxCho			
-0,1720	DepPubEduc			
-0,1293	Gr1Anglosaxon			
-0,1293	Gr2EurOuest			
-0,1448	Gr3EurEst			
-0,1132	Gr4EurNord			
-0,0961	Gr5EurSud			
1,0000	Gr6AmrLat			

Note : Les coefficients indiquent une faible corrélation entre les variables.

Tableau A5 : Résultats du test VIF (Facteurs d'Inflation de la Variance).

Facteurs d'inflation de variance

Valeur minimale possible = 1.0

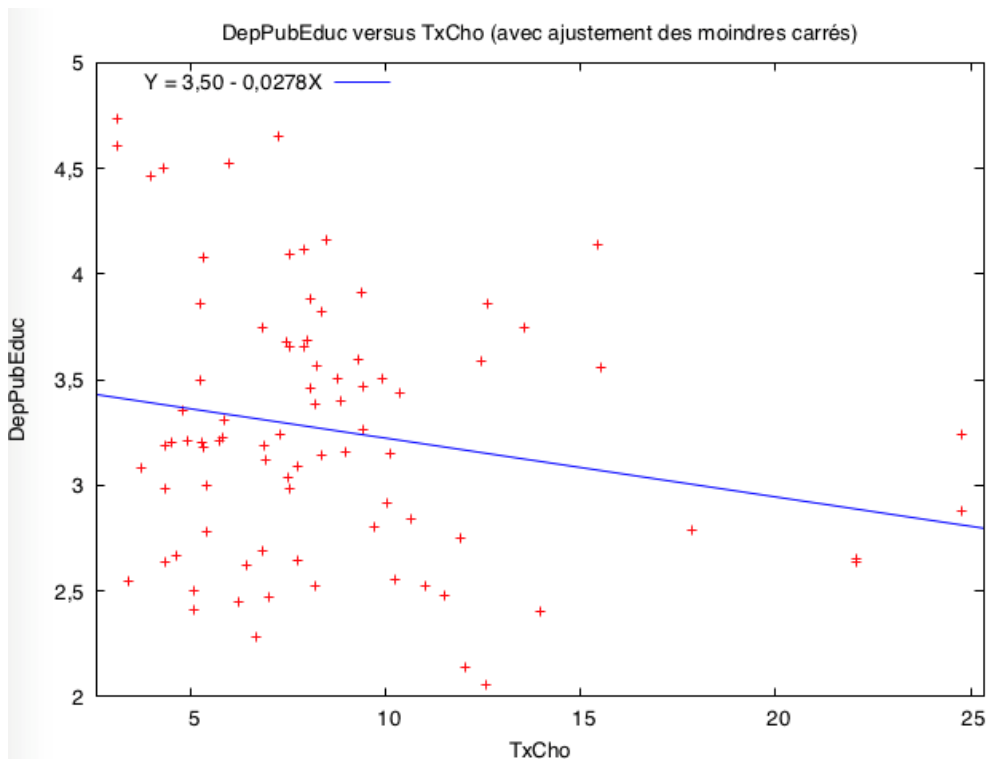
Valeurs > 10.0 peut indiquer un problème de colinéarité

TxCho	1,557
DepPubEduc	2,000
Gr1Anglosaxon	2,444
Gr2EurOuest	2,333
Gr3EurEst	2,542
Gr4EurNord	3,039
Gr5EurSud	2,240
Gr6AmrLat	1,552

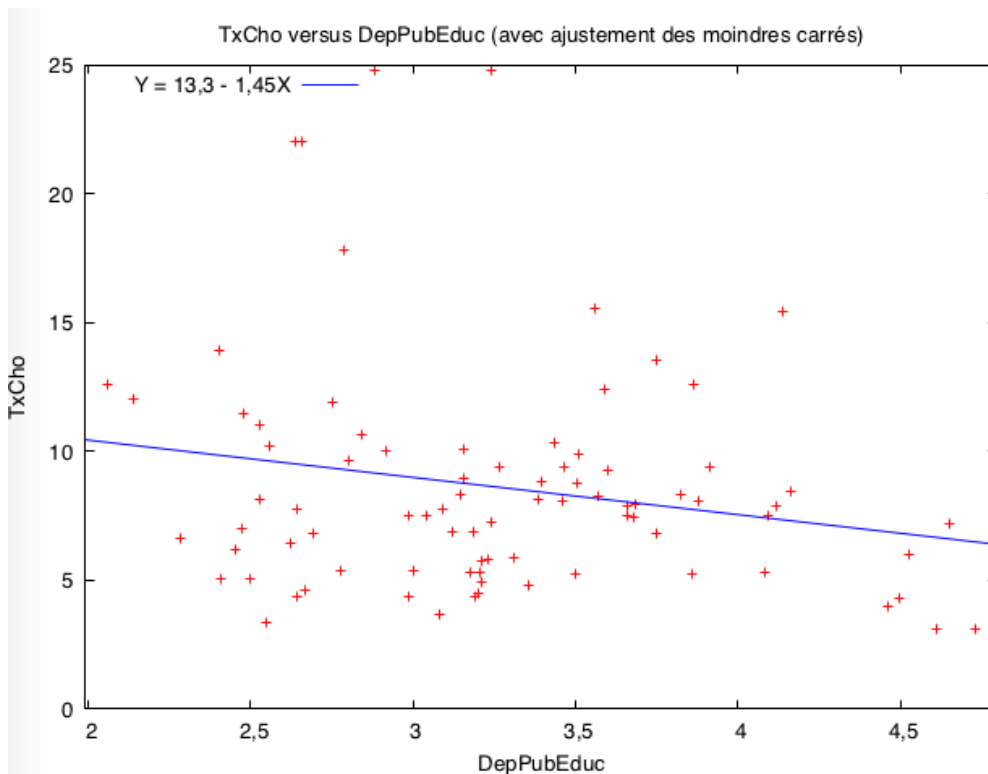
$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, où $R(j)$ est un coefficient de corrélation multiple entre la variable j et les autres variables indépendantes

Note : Les coefficients VIF sont inférieurs à 10 et indiquent l'absence de multicolinéarité entre les variables explicatives.

Graphiques A5 : Nuages de points entre variables explicatives - Dépenses publiques éducation (*DepPubEduc*) et Taux de chômage (*TxCho*).



Note : Les variations des valeurs des dépenses publiques en éducation ne semblent pas être corrélées avec les variations des valeurs du taux de chômage.



Note : Les variations des valeurs du taux de chômage ne semblent pas être corrélées avec les variations des valeurs des dépenses publiques en éducation.

Tableau A6 : Résultats de notre estimation initiale de notre modèle par les MCO via le logiciel GRETL.

Modèle 1: MCO empilés, utilisant les 84 observations
 28 unités de coupe transversale incluses
 Longueur des séries temporelles = 3
 Variable dépendante: PISAmaths

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	72,0865	5,93009	12,16	8,12e-19	***
DepPubEduc	9,06565	1,95549	4,636	1,63e-05	***
TxCho	-0,440228	0,120166	-3,663	0,0005	***
Gr1Anglosaxon	16,7576	11,4054	1,469	0,1463	
Gr2EurOuest	5,09551	8,93970	0,5700	0,5705	
Gr3EurEst	41,6672	8,01409	5,199	1,94e-06	***
Gr4EurNord	18,5169	12,0081	1,542	0,1276	
Gr5EurSud	14,8683	12,8968	1,153	0,2529	
Gr6AmrLat	50,3242	16,3801	3,072	0,0030	***
i1	-7,88589	3,44720	-2,288	0,0252	**
i2	-2,47888	2,81495	-0,8806	0,3816	
i3	-15,4477	2,74829	-5,621	3,73e-07	***
i4	-8,88747	3,17559	-2,799	0,0066	***
i5	-5,44936	4,18655	-1,302	0,1974	
i6	-23,1715	5,64578	-4,104	0,0001	***
Moy. var. dép.	90,89405	Éc. type var. dép.	6,373219		
Somme carrés résidus	924,7154	Éc. type de régression	3,660829		
R2	0,725709	R2 ajusté	0,670055		
F(14, 69)	13,03980	p. critique (F)	2,69e-14		
Log de vraisemblance	-219,9349	Critère d'Akaike	469,8699		
Critère de Schwarz	506,3321	Hannan-Quinn	484,5274		
rho	0,398274	Durbin-Watson	0,740197		

Constante mise à part, la probabilité critique est la plus élevée pour la variable 11 (Gr2EurOuest)

Note : Résultats complets issus de GRETL.

Tableau A7 : Résultats de l'estimation de notre modèle par les MCO avec écart-types robustes à l'autocorrélation via le logiciel GRETL.

Modèle 12: MCO empilés, utilisant les 84 observations
 28 unités de coupe transversale incluses
 Longueur des séries temporelles = 3
 Variable dépendante: PISAmaths
 Écarts type robustes (HAC)

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	72,0865	4,43413	16,26	1,81e-15	***
DepPubEduc	9,06565	1,32798	6,827	2,47e-07	***
TxCho	-0,440228	0,160566	-2,742	0,0107	**
Gr1Anglosaxon	16,7576	10,2130	1,641	0,1124	
Gr2EurOuest	5,09551	8,13172	0,6266	0,5362	
Gr3EurEst	41,6672	8,78199	4,745	6,05e-05	***
Gr4EurNord	18,5169	19,7357	0,9382	0,3564	
Gr5EurSud	14,8683	6,38801	2,328	0,0277	**
Gr6AmrLat	50,3242	4,68722	10,74	3,03e-11	***
i1	-7,88589	3,10416	-2,540	0,0171	**
i2	-2,47888	2,26887	-1,093	0,2842	
i3	-15,4477	2,85590	-5,409	1,02e-05	***
i4	-8,88747	4,63087	-1,919	0,0656	*
i5	-5,44936	1,84440	-2,955	0,0064	***
i6	-23,1715	1,54591	-14,99	1,31e-14	***
Moy. var. dép.	90,89405	Éc. type var. dép.	6,373219		
Somme carrés résidus	924,7154	Éc. type de régression	3,660829		
R2	0,725709	R2 ajusté	0,670055		
F(14, 27)	819,0975	p. critique (F)	1,03e-31		
Log de vraisemblance	-219,9349	Critère d'Akaike	469,8699		
Critère de Schwarz	506,3321	Hannan-Quinn	484,5274		
rho	0,398274	Durbin-Watson	0,740197		

Constante mise à part, la probabilité critique est la plus élevée pour la variable 11 (Gr2EurOuest)

Note : Résultats complets issus de GRETL.

A.2 Tests d'hypothèses

- Hétéroscédasticité : Test de White.

H0 : pas d'hétéroscédasticité
H1 : Présence d'hétéroscédasticité

Multiplicateur Lagrangien = 22,73

Distribution selon loi "Chi Carré" avec P-1 degré de liberté (23-1) = 22

Valeur critique à 10% : 30,813

5% : 33,924

1% : 40,289

Notre statistique LM H0 est inférieur à la valeur critique de 10%, nous pouvons donc garder H0 et conclure en l'absence d'hétéroscédasticité.

- Autocorrélation : Test de Durbin-Watson

H0 : $\rho = 0$

H1 : $\rho \neq 0$

Degré de liberté K = 14 et N = 84

Valeur Durbin-Watson : 0,74

Valeurs critiques à

	dL	dU	4-dU	4-dL
5%	1,25	2,05	1,95	2,75
1%	1,12	1,91	2,09	2,88

0,74 est inférieur à 1,12. Nous pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle et conclure en la présence d'autocorrélation.

- Normalité des résidus : Test de Jarque Berra.
H0 : La série de données suit une loi normale.
H1 : Elle ne suit pas une loi normale.

Test = 0,06

Stat = Chi carré avec 2 degrés de liberté

Valeurs critiques à 10% = 4,605

5% = 5,991

1% = 9,210

Nous pouvons garder l'hypothèse nulle et conclure en la normalité du terme d'erreur.