**International Journal of Economics and Management Sciences**
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

# Ségrégation sociale et inégalités scolaires au Maroc : une analyse multiniveau des données PISA 2022.

# Social Segregation and Educational Inequalities in Morocco: A Multilevel Analysis of the 2022 PISA Data.

***AIT LAABIDI Tarik***

*Doctorant à la Faculté d'Economie et de Gestion – Guelmim, Laboratoire de Management d'Innovation et Recherche Appliquée, Université Ibn Zohr Agadir-Maroc.*

***NOUASSE Nesrine***

*Enseignante chercheure à la Faculté d'Economie et de Gestion – Guelmim, Laboratoire de Management d'Innovation et Recherche Appliquée, Université Ibn Zohr Agadir-Maroc.*

**Correspondence address:** Faculté d'Economie et de Gestion – Guelmim, Université Ibn Zohr, Agadir-Maroc.

**Cite this article** Ait laabidi, T., Nouasse, N. (2026). Ségrégation sociale et inégalités scolaires au Maroc : une analyse multiniveau des données PISA 2022. International Journal of Economics and Management Sciences, Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48

**Submitted: 15/02/2026**
**Accepted: 11/03/2026**



**Copyright © IJEMS**

**International Journal of Economics and Management Sciences**
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

**Résumé**

Cette étude cherche à établir les liens entre la ségrégation scolaire et les inégalités d'apprentissage au Maroc, à l'aide des résultats de l'enquête PISA de 2022. La recherche tente d'évaluer l'ampleur de la ségrégation sociale au Maroc et ses impacts sur les résultats scolaires, en mathématiques, des élèves. Loin d'être homogène, la ségrégation sociale au Maroc est aggravée par la ségrégation scolaire. À l'aide d'une méthodologie de modélisation multiniveau et de la Corrélation Intraclasse (CCI) de l'ESCS (statut économique, social et culturel) comme mesure de la fragmentation, l'évaluation montre un degré élevé d'hétérogénéité. L'analyse effectuée montre que la ségrégation scolaire est aggravée par l'attitude d'une société donnée. En effet, un milieu socialement homogène accentue la mesure selon laquelle l'origine sociale d'un individu détermine le niveau de réussite scolaire. Ceci met en exergue la nécessité pour l'État d'aller au-delà de l'approche de simple répartition des ressources pour intégrer des institutions d'éducation de mixité sociale, de manière à réduire les inégalités scolaires et, par voie de conséquence, à favoriser l'égalité des chances.

**Mots-clés :** Ségrégation scolaire, inégalités éducatives, Maroc, PISA 2022, analyse multiniveau, équité.

**Abstract:** This study examines the relationship between school segregation and learning inequalities in Morocco, drawing on data from the PISA 2022 international survey. While the Moroccan educational system faces persistent structural challenges regarding equity, this research aims to quantify the degree of social segregation within the Kingdom's twelve administrative regions and analyze its impact on student performance in mathematics. By employing a multilevel modeling methodology and using the intraclass correlation (ICC) of the Economic, Social, and Cultural Status (ESCS) as an indicator of fragmentation, the results reveal marked territorial heterogeneity. The analysis demonstrates that school segregation does not merely reflect social disparities but acts as a catalyst for determinism: the more socially homogeneous a school environment is, the more the influence of social background on individual achievement is amplified. These findings highlight the urgent need for public policies to move beyond simple resource allocation and integrate social mixing mechanisms, which are essential for narrowing the educational divide and promoting genuine equal opportunity.

**Keywords:** School segregation, educational inequalities, Morocco, PISA 2022, multilevel analysis, equity.

International Journal of Economics and Management Sciences
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

## Introduction

L'équité dans le système éducatif est l'un des fondements des politiques publiques des pays, en particulier celles en développement, car l'éducation est considérée comme l'élément fondamental pour la mobilité dans la société. De nombreuses études, comme les évaluations internationales, en particulier celles de PISA 2022, montrent que les apprentissages au Maroc, même avec les réformes faites dans le pays, présentent de nombreux défis qui sont envisagés comme structurels. L'impact que le statut économique, social et culturel (ESCS) d'un individu sur leur niveau de réussite est un fait qui est largement corroboré, cependant, dans la recherche scientifique récente, il est largement fait mention de la place qu'occupe le cadre institutionnel, et que ce dernier soit analysé dans le cadre du phénomène de « ségrégation scolaire ». Ce dernier phénomène est, en effet, la manifestation d'une concentration homogène de l'ensemble des élèves de statut socioéconomique similaire au sein de la même école. Ce phénomène de la ségrégation scolaire est suspecté de produire des « ghettos scolaires » qui sont des établissements où la mixité sociale est vue comme un facteur dérangeant. Dans cette perspective, ***la problématique centrale de cette recherche réside donc dans l'analyse de la ségrégation scolaire comme catalyseur des inégalités : il s'agit de comprendre dans quelle mesure la fragmentation sociale du système éducatif marocain amplifie le déterminisme social et la fracture scolaire***.

Pour répondre à cette problématique, l'étude s'articule autour des questions de recherche suivantes :

- Quel est le degré de ségrégation sociale, mesuré par la corrélation intraclasse (ICC) du statut socioéconomique, au sein des douze régions administratives du Maroc ?
- Dans quelle mesure cette ségrégation régionale agit-elle comme un levier de reproduction sociale, renforçant l'avantage des élèves nantis tout en pénalisant davantage les plus démunis ?
- Comment l'organisation territoriale et institutionnelle de l'école marocaine module-t-elle l'effet de l'origine sociale sur les performances en mathématiques ?

Théoriquement, ce travail articule ses réflexions autour de deux hypothèses fondamentales :

La première pose l'hypothèse d'une corrélation à la fois positive et forte entre l'indice de ségrégation régionale et l'indice d'inégalité des acquis scolaires. Autrement dit, plus un système régional est socialement fragmenté, plus la place de l'origine sociale dans la réussite est renforcée.

***La seconde hypothèse soutient que la ségrégation sociale, au-delà de son sens, modère les inégalités*** : dans les zones à forte ségrégation, l'effet du statut socioéconomique sur les performances scolaires est plus important, en raison d'un effet de différenciation lié à l'exposition à des milieux scolaires hiérarchisés.

Cette approche s'appuie sur les travaux de Burger (2019) et Felouzis (2020)et montre que dans des systèmes fortement ségrégués, le parcours scolaire de l'élève est autant déterminé par l'établissement scolaire et la situation socio-économique de l'élève. Par des modélisations multiniveaux, la recherche s'est donnée comme objectif de fournir des éléments de compréhension pour mieux orienter les politiques éducatives vers une plus grande mixité sociale des écoles, condition essentielle à l'émergence d'un système éducatif plus équitable et plus performant.

**International Journal of Economics and Management Sciences**
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

## 1. Revue de littérature

L'étude des inégalités scolaires repose sur une littérature académique foisonnante qui identifie le statut économique, social et culturel (ESCS) comme la variable prédictive la plus déterminante des trajectoires de réussite. Selon l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE, 2024), l'impact de l'origine sociale ne se limite pas à la transmission de ressources matérielles, mais englobe un capital culturel et des attentes académiques qui favorisent les enfants des milieux aisés. Au Maroc, les résultats de l'enquête PISA 2022 mettent en lumière une situation préoccupante où le score ESCS moyen (-1,81) témoigne d'un environnement de privation relative par rapport à la moyenne des pays de l'OCDE, rendant les élèves particulièrement vulnérables aux structures de leur établissement.

La littérature scientifique récente déplace cependant le curseur de l'individu vers l'institution, en introduisant le concept de ségrégation sociale scolaire. Ce phénomène se manifeste par une concentration homogène d'élèves de même profil socioéconomique au sein des mêmes écoles. La mesure de cette ségrégation repose souvent sur la corrélation intraclasse[1] (ICC), qui permet de quantifier la part de la variance du statut socioéconomique imputable aux différences entre les établissements (Goldstone et al., 2023; Snijders & Bosker, 2012). Une ICC élevée indique que les écoles sont socialement distinctes les unes des autres, créant ainsi des "ghettos scolaires" où la mixité est quasi inexistante. (Burger, 2019) ainsi que (Felouzis et al., 2016) démontrent que cette fragmentation structurelle tend à exacerber le poids de l'origine sociale : dans les systèmes fortement ségrégués, le destin scolaire de l'élève est scellé par l'école qu'il fréquente autant que par son foyer.

Les mécanismes par lesquels la ségrégation produit des inégalités sont multiples. D'une part, les « effets de pairs » [2] (peer effects) suggèrent que l'apprentissage est stimulé par un environnement de classe hétérogène où les interactions entre élèves de niveaux et d'origines différents favorisent l'émulation (Palardy et al., 2015). À l'inverse, la concentration de la précarité dans certaines écoles s'accompagne souvent d'une baisse des attentes pédagogiques et d'une difficulté accrue à attirer des enseignants expérimentés (Schlicht et al., 2010). D'autre part, la structure même du système, notamment le dualisme entre enseignement public et privé, agit comme un vecteur de tri social. Comme le soulignent Levels et al. (2008) et Stadelmann-Steffen (2012), les politiques de choix scolaire peuvent involontairement renforcer la polarisation sociale si elles ne sont pas régulées par des dispositifs d'équité.

Enfin, l'analyse des performances en mathématiques dans le contexte de PISA 2022 ne peut faire abstraction des variables de contrôle intersectionnelles. Le sexe de l'élève, la langue parlée au foyer et le type d'établissement interagissent avec le statut socioéconomique pour complexifier les inégalités (OCDE, 2013). En mobilisant des modèles multiniveaux, cette recherche s'inscrit dans une volonté de dépasser les analyses globales pour identifier comment

[1] La **corrélation intraclasse (ICC)**, ou coefficient de corrélation intraclasse, est un indicateur statistique fondamental dans l'analyse de données groupées (ou multiniveaux). Dans le contexte éducatif, elle permet de mesurer la proportion de la variance totale d'une variable (comme le statut socioéconomique ou les scores aux tests) qui se situe **entre** les établissements, par rapport à la variance totale (Hox et al., 2017).

[2] **L'analyse des « effets de pairs »** (peer effects) constitue un champ majeur de l'économie de l'éducation et de la sociologie scolaire. Ce concept désigne l'influence exercée par les caractéristiques, les comportements ou les résultats d'un groupe d'étudiants sur les performances et les aspirations d'un individu appartenant à ce même groupe (Sacerdote, 2011).

International Journal of Economics and Management Sciences
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

la configuration régionale du système scolaire marocain - à travers ses disparités de ségrégation - module l'effet du déterminisme social sur les acquis fondamentaux. L'enjeu n'est plus seulement de mesurer ce que l'élève sait, mais de comprendre comment l'organisation de son environnement scolaire limite ou amplifie son potentiel (OCDE, 2024).

## 2. Matériels et méthodes

### 2.1. Les données statistiques

L'OCDE a publié les données de la vague 2022 du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA). PISA est publié tous les trois ans depuis l'an 2000. Il a publié successivement des données sur les évaluations des élèves âgés de 15 ans provenant de différents pays. Les objectifs des tests sont d'évaluer les compétences des élèves dans les domaines des mathématiques, des sciences, de la lecture et pour la première fois en 2022, de la pensée créative. L'édition 2022 de PISA a donné une importance particulière à l'évaluation des mathématiques, considérée comme un socle fondamental pour l'intégration éducative et sociale (OCDE, 2013).

PISA 2022 utilise un échantillonnage stratifié en deux étapes. Tout d'abord, pour assurer la représentativité du système, les établissements échantillonnés doivent avoir des élèves de 15 ans proportionnels à leur taille. Dans la deuxième étape, un échantillonnage aléatoire est effectué pour les élèves de ces écoles afin de constituer un échantillon équilibré conformément aux normes internationales.

*Tableau n°1: Nombre d'écoles et d'élèves dans l'échantillon*

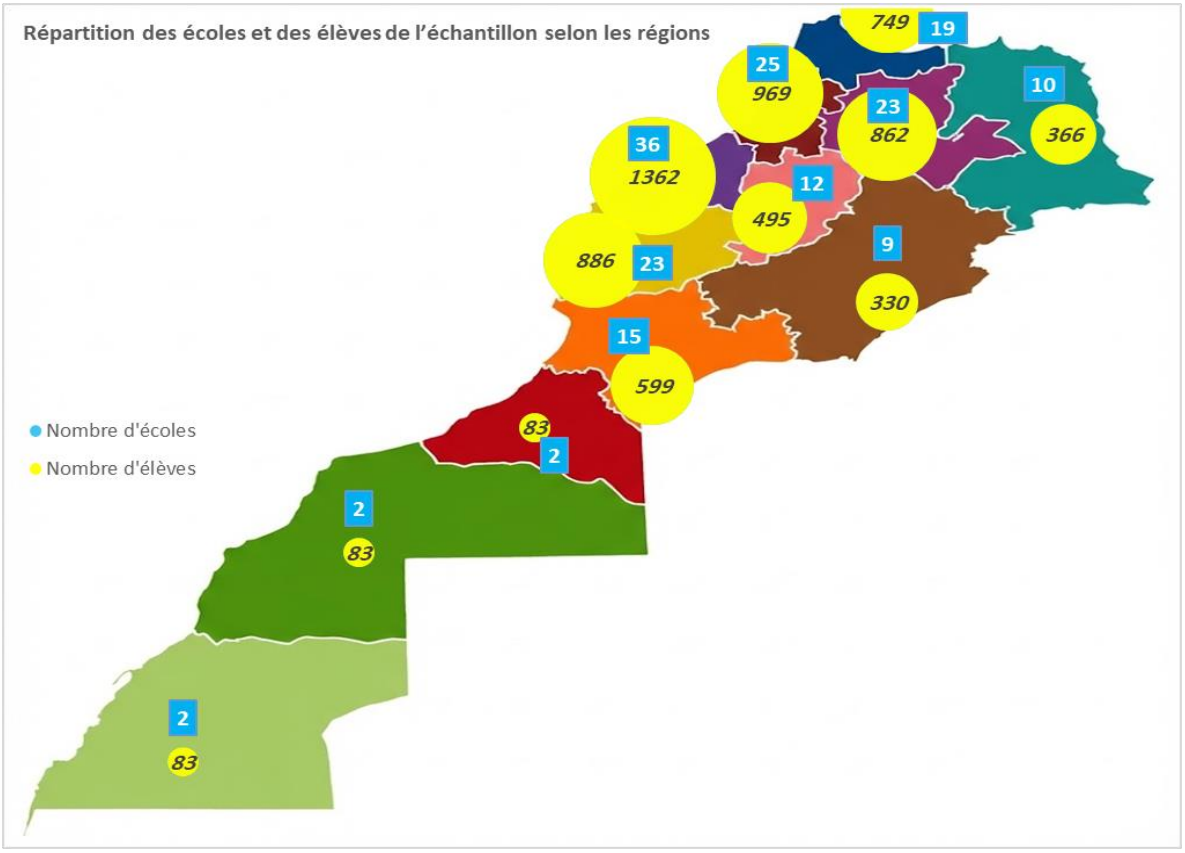
| Régions | Nombre d'élèves | Nombre d'écoles |
|---|---|---|
| **Tanger-Tétouan-Al Hoceima** | **749** | **19** |
| **Oriental** | **366** | **10** |
| **Fès-Meknès** | **862** | **23** |
| **Rabat-Salé-Kénitra** | **969** | **25** |
| **Béni Mellal-Khénifra** | **495** | **12** |
| **Casablanca-Settat** | **1362** | **36** |
| **Marrakech-Safi** | **886** | **23** |
| **Drâa-Tafilalet** | **330** | **9** |
| **Souss-Massa** | **599** | **15** |
| **Guelmim-Oued Noun** | **83** | **2** |
| **Laâyoune-Sakia El Hamra** | **83** | **2** |
| **Eddakhla-Oued Eddahab** | **83** | **2** |
| **Total** | **6867** | **178** |

***Sources** : Réalisé par les auteurs à partir des données de PISA 2022, Maroc.*

L'échantillon utilisé ici comprend 12 régions administratives avec un total de 6 867 élèves (50,47 % de garçons) provenant de 178 écoles. Le tableau n°1 et la carte (voir figure n°1) résument le nombre d'élèves et d'écoles par région. Les poids finaux des élèves ayant participé aux tests PISA ont été appliqués afin que l'échantillon de chaque région reflète la population totale des élèves de 15 ans dans ces régions (OCDE, 2025).

**International Journal of Economics and Management Sciences**
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

*Figure 1: répartition des écoles et des élèves de l'échantillon selon les régions.*




***Sources** : carte réalisée par les auteurs à partir des données de PISA 2022, Maroc*

### 2.2. Mesure des variables:

Cette section décrit les variables utilisées dans l'étude. Le tableau n°2 présente les statistiques descriptives de toutes les variables combinées pour toutes les régions administratives. Dans le tableau n°3, nous fournissons les statistiques descriptives pour les variables individuelles et scolaires par région. Enfin, le tableau n°4 présente les statistiques descriptives de la variable dépendante, c'est-à-dire les cinq valeurs plausibles en mathématiques[3], par région administrative.

[3] Dans le cadre des enquêtes PISA (Programme international pour le suivi des acquis des élèves), les valeurs plausibles (PV - *Plausible Values*) ne sont pas des scores individuels classiques, mais une méthode statistique permettant d'estimer les compétences des élèves à l'échelle d'une population (OCDE, 2025).

**International Journal of Economics and Management Sciences**
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

*Tableau 2: statistiques descriptives de l'ensemble des variables*

| Variables indépendantes | Obs | Moyenne | Écart-type | Min | Max |
|---|---|---|---|---|---|
| Niveau individuel | | | | | |
| Garçon | 6867 | 0.504 | - | 0 | 1 |
| Langue parlée à la maison : même chose que celle du test PISA | 6867 | 0.14 | - | 0 | 1 |
| Niveau scolaire par rapport au niveau modal[4] | 6867 | -0.54 | 1.089 | -3 | 2 |
| Programme préprofessionnel ou professionnel | 6867 | 0.1 | - | 0 | 1 |
| 1ère génération d'immigrants | 6867 | 0 .004 | - | 0 | 1 |
| Statuts socioéconomique (ESCS) | 6867 | -1.81 | 1.33 | -6.07 | 3.12 |
| Niveau établissement scolaire | | | | | |
| Type d'école : École privée | 6867 | 0.08 | - | 0 | 1 |
| Proportion de 1ère génération d'immigrants dans une école | 6867 | 0.004 | 0.01 | 0 | 0 .17 |
| Composition socioéconomique d'une école | 6867 | -1.36 | 1.52 | -3.53 | 9.37 |
| Variable dépendante | Obs | Moyenne | Écart-type | Min | Max |
| Performance Scolaire : Valeur plausible 1 | 6867 | 363.89 | 61.96 | 180.37 | 597.59 |
| Performance Scolaire : Valeur plausible 2 | 6867 | 363.70 | 61.77 | 165.89 | 619.75 |
| Performance Scolaire : Valeur plausible 3 | 6867 | 363.62 | 62.31 | 176.72 | 592.51 |
| Performance Scolaire : Valeur plausible 4 | 6867 | 363.16 | 61.23 | 179.77 | 604.56 |
| Performance Scolaire : Valeur plausible 5 | 6867 | 363.24 | 60.77 | 187.18 | 587.88 |

***Sources** : Réalisé par les auteurs (sur RStudio) à partir des données de PISA 2022, Maroc.*

Le tableau n°2 montre plusieurs caractéristiques essentielles du profil des élèves et des écoles. La première chose à noter est que la population étudiante est équilibrée en termes de genre, avec un peu plus de la moitié étant des garçons (50,4 %). Seuls 14 % parlent la langue du test PISA 2022 à la maison, ce qui suggère une barrière linguistique significative qui pourrait affecter les résultats. Le niveau moyen de l'école est inférieur au niveau modal, indiquant un léger retard scolaire. Le pourcentage d'élèves inscrits dans des programmes préprofessionnels ou professionnels est faible (10 %), tout comme le pourcentage d'élèves immigrants de première

[4] Dans les enquêtes PISA, la relation entre l'âge des élèves et leur niveau scolaire est un facteur analytique déterminant. Contrairement à d'autres évaluations qui ciblent une classe précise (comme TIMSS), PISA cible une population d'un âge donné (15 ans), ce qui implique que les élèves évalués peuvent se trouver dans des niveaux scolaires différents (OECD, 2023). Le niveau modal est la classe (le grade) dans laquelle se trouve la majorité des élèves de 15 ans au moment de l'évaluation dans un pays spécifique. Dans la plupart des pays de l'OCDE, le niveau modal est la 9e ou la 10e année de scolarité obligatoire. L'écart entre le niveau d'un élève et le niveau modal de son pays sert d'indicateur pour mesurer le **retard scolaire** (souvent dû au redoublement) ou l'**avance scolaire**.

génération (0,4 %), indiquant que les inégalités marquées sont plus d'origine socioéconomique que migratoire. En effet, l'indice ESCS moyen est fortement négatif (-1,81), révélant une population majoritairement à faible revenu socio-économique, avec une dispersion notoire.
Bien que les établissements privés ne représentent encore qu'une part marginale (8 %) du nombre total d'établissements, la composition socio-économique moyenne de l'école (-1,36) présente une variabilité considérable : certaines écoles accueillent des élèves très favorisés sur le plan socio-économique, tandis que d'autres accueillent des élèves très défavorisés, ce qui reflète une hétérogénéité considérable. La proportion d'élèves immigrés de première génération est très faible en moyenne, bien que dans certaines écoles ce chiffre puisse atteindre 17 %, indiquant un phénomène concentré aigu.
Enfin, les résultats scolaires en mathématiques sont généralement très insatisfaisants : les cinq valeurs plausibles se situent autour de 363 points, ce qui représente un score très largement inférieur à la moyenne OCDE (≈ 490). L'écart-type élevé (≈ 61 points) indique une grande inégalité entre les élèves, avec des scores inférieurs à 167 et des résultats proches de 620. Dans un système où la défavorisation socio-économique est la règle, cela indique qu'il y a un petit nombre d'élèves qui atteignent les niveaux de performance de grande qualité, mais la majorité d'entre eux sont en situation de défiance.

### 2.2.1. Variable dépendante

Dans le cadre de PISA, la compétence en mathématiques est définie comme étant la capacité d'un élève à exprimer, comprendre et utiliser des mathématiques dans une multitude de contextes, ce qui signifie la capacité à utiliser des concepts, des connaissances et des compétences mathématiques de base afin de résoudre des problèmes courants de la vie (OCDE, 2025).
Les compétences en mathématiques bien qu'étant qu'un élément parmi tant d'autres pour déterminer la réussite scolaire, restent néanmoins utiles pour évaluer et comparer les systèmes éducatifs à l'international. Au Maroc, la situation est singulière, vu la diversité linguistique et socio-économique des élèves, ces aspects peuvent influencer sur la performance des élèves. Les travaux de recherche sur les mathématiques indiquent que les performances en mathématiques sont des indicateurs de réussite académique des élèves, ce qui justifie l'utilisation de ces travaux pour des recherches antérieures et la mesure des inégalités éducatives (Levels et al., 2008; Schlicht et al., 2010; Stadelmann-Steffen, 2012). La réussite en Mathématiques est obtenue par PISA par des valeurs plausibles, qui représentent l'éventail d'une compétence qu'un élève pourrait avoir en se basant sur ses réponses (Wu, 2005). Pour obtenir des statistiques de la population, chaque valeur plausible est considérée séparément, et les résultats sont combinés par la méthode de Rubin en 1987 (Mislevy et al., 1991) pour obtenir des résultats précis (OCDE, 2025). La prise en compte des valeurs plausibles aide à réduire le biais lié à l'erreur de mesure et à la prise en compte d'une meilleure validité des analyses multiniveaux que sont les analyses de cette étude.

### 2.2.2. Variable indépendante

La variable indépendante est l'ESCS, abréviation de l'Indice de Statut Économique, Social et Culturel, un indicateur composite développé par l'OCDE dans le cadre de PISA pour saisir le statut socio-économique, social et culturel des élèves. Il combine trois dimensions principales : le niveau d'éducation des parents, leur statut d'emploi (selon l'Indice Socio-Économique

International de Statut Professionnel ISEI[5]), et les ressources matérielles et culturelles du ménage, comme le nombre de livres, l'accès à Internet ou, surtout, la présence d'un espace d'étude dédié pour l'enfant. L'indice est standardisé internationalement, centré sur zéro avec un écart type d'un, ce qui permet la comparaison des résultats entre pays et des résultats au fil du temps. L'utilisation la plus courante de l'ESCS dans la recherche est en tant que variable explicative pour les études PISA, car il permet d'évaluer l'impact du milieu familial sur les performances des élèves en mathématiques, en lecture et en sciences, ainsi que les effets de la composition socio-économique au sein des écoles. Il est considéré comme un indicateur fort des inégalités dans l'éducation et est souvent utilisé comme un proxy pour étudier la réussite académique et la résilience académique, qui est la capacité des élèves issus de milieux défavorisés à bien performer.

La littérature internationale confirme sa pertinence : l'OCDE (2024) rappelle que l'ESCS est l'indicateur de référence pour l'analyse des disparités socio-économiques, tandis que des travaux comme ceux d'Avvisati, (2020) montrent que, malgré ses limites contextualisées culturellement, il demeure indispensable pour saisir les différences de performances et les inégalités dans le système éducatif.

La variable indépendante est ESCS, acronyme de *Economic, Social and Cultural Status Index*, est un indicateur composite développé par l'OCDE dans le cadre de PISA afin de mesurer le statut socio-économique, social et culturel des élèves. Elle combine trois dimensions principales : le niveau d'éducation des parents, leur statut professionnel (selon la classification internationale des professions, ISEI[6]) et les ressources matérielles et culturelles disponibles au foyer, telles que le nombre de livres, l'accès à internet ou la présence d'un espace de travail pour l'élève. L'index est standardisé au niveau international, centré sur zéro avec un écart-type d'un, ce qui permet de comparer les résultats entre pays et dans le temps. L'ESCS est largement utilisé comme variable explicative dans les analyses PISA, car il permet d'étudier l'impact du contexte familial sur les performances scolaires en mathématiques, lecture et sciences, mais aussi de mesurer les effets de composition socio-économique au niveau des écoles. Il est considéré comme un indicateur robuste des inégalités scolaires et sert souvent de proxy pour analyser la réussite des élèves et leur résilience académique, c'est-à-dire la capacité d'élèves issus de milieux défavorisés à obtenir de bons résultats. La littérature internationale confirme sa pertinence : l'OCDE (2024) rappelle que l'ESCS est l'indicateur de référence pour analyser les disparités socio-économiques, tandis que des travaux comme ceux d'Avvisati, (2020) montrent que, malgré ses limites liées aux contextes culturels, il reste essentiel pour comprendre les écarts de performance et les inégalités éducatives.

[5] L'indice **ISEI** (*International Socio-Economic Index of Occupational Status*) est une échelle continue utilisée en sociologie et en économie pour mesurer le statut socio-économique des individus à partir de leur profession.Contrairement aux classifications purement catégorielles, l'ISEI permet de situer chaque métier sur un gradient de prestige et de ressources, facilitant ainsi les comparaisons internationales et les analyses de mobilité sociale (Ganzeboom et al., 1992).

[6] L'indice **ISEI** (*International Socio-Economic Index of Occupational Status*) est une échelle continue utilisée en sociologie et en économie pour mesurer le statut socio-économique des individus à partir de leur profession. Contrairement aux classifications purement catégorielles, l'ISEI permet de situer chaque métier sur un gradient de prestige et de ressources, facilitant ainsi les comparaisons internationales et les analyses de mobilité sociale (Ganzeboom et al., 1992).

**International Journal of Economics and Management Sciences**
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

### 2.2.3. Variable modératrice centrale

Dans notre cadre d'analyse, la variable clé supposée modérer la relation entre le statut économique, social et culturel des élèves (ESCS) et leur réussite scolaire est un indice de ségrégation sociale calculé au niveau régional. Cet indice est estimé à partir des corrélations intraclasse (ICC) de l'ESCS, en mobilisant une approche de modélisation multiniveaux adaptée à la structure des données PISA 2022 conformément aux travaux antérieurs (Ferrer-Esteban, 2016; Goldstein & Noden, 2003; Mayer, 2002).

La corrélation intraclasse (ICC) mesure la part de la variation de l'ESCS qui s'explique par des différences entre les écoles d'une même région, par opposition aux différences observées à l'intérieur des écoles. Une valeur élevée de l'ICC traduit une forte homogénéité sociale au sein des établissements d'une région donnée : les élèves d'une même école se ressemblent davantage du point de vue de leur ESCS que les élèves d'autres écoles de la région. L'ICC peut ainsi être interprétée comme la proportion de la variance de l'ESCS située entre les écoles, rapportée à la variance totale de l'ESCS dans la région.

Pour décomposer la variation totale de l'ESCS en deux composantes - intra-écoles et inter-écoles - nous estimons un modèle de régression multiniveaux inconditionnel, dans lequel l'ESCS est la variable dépendante, avec une constante aléatoire au niveau des élèves et une constante aléatoire au niveau des écoles. Ce modèle est estimé séparément pour chaque région, ce qui permet de comparer le degré de ségrégation sociale entre territoires. Le modèle s'écrit comme:

$$ESCS_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

avec:

$$\beta_{0j} = \delta_{00} + \mu_{0j} \quad (2)$$

Au niveau individuel, $ESCS_{ij}$ représente le statut économique, social et culturel de l'élève $i$ dans l'école $j$ ; $\beta_{0j}$ correspond à la moyenne de l'ESCS dans l'école $j$ ; et $\varepsilon_{ij}$ désigne l'écart entre l'ESCS de l'élève $i$ et la moyenne de son école, soit l'erreur résiduelle (équation 1). Au niveau de l'école, $\delta_{00}$ est la moyenne générale, et $\mu_{0j}$ représente d'écart de la moyenne de l'école $j$ par rapport à cette moyenne générale, soit l'erreur résiduelle au niveau des écoles (équation 2).

Les variances des termes résiduels $\varepsilon_{ij}$ et $\mu_{0j}$ sont supposées suivre une disposition normale de moyenne nulle et être indépendantes. Elles sont notées respectivement $\sigma^2_{\epsilon ij}$ et $\sigma^2_{\mu 0j}$, et constituent les composantes de variances. L'ICC est alors calculée comme suit:

$$\rho = \frac{\sigma^2_{\mu 0j}}{\sigma^2_{\mu 0j} + \sigma^2_{\varepsilon ij}}$$

Où $\sigma^2_{\mu 0j}$ représente la variance inter-écoles et $\sigma^2_{\epsilon ij}$ la variance intra-écoles de l'ESCS.

L'ICC de l'ESCS constitue un indicateur standard de la ségrégation sociale dans les systèmes éducatifs (Agirdag et al., 2013; Goldstein & Noden, 2003; Låftman et al., 2017; Palardy et al., 2015). Contrairement à d'autres indices de ségrégation fondés sur des proportions dichotomiques (par exemple la part d'élèves défavorisés contre favorisés), l'ICC repose sur une échelle continue et prend en compte l'ensemble de la distribution de l'ESCS. Cette approche

permet d'évaluer le degré de dissimilarité sociale entre les écoles d'une région sans recourir à des seuils arbitraires.

Ainsi, l'ICC de l'ESCS fournit une estimation robuste du degré d'inégale répartition des élèves entre établissements scolaires à l'intérieur des régions marocaines, et constitue un outil particulièrement pertinent pour analyser les inégalités éducatives dans le cadre de PISA 2022.

#### 2.2.4. Variables de contrôle aux niveaux individuel et scolaire

À un niveau individuel, l'analyse a recours à plusieurs variables de contrôle qui pourraient exercer une influence directe sur la réussite scolaire, à savoir : le sexe de l'élève, son statut migratoire, la langue utilisée dans le contexte familial, et le niveau scolaire dans lequel l'élève est inscrit lors de l'évaluation, et le type de programme : enseignement général (code 0) ou préprofessionnel/professionnel (code 1). La recherche prend en compte ces dimensions car elles se sont révélées pertinentes dans l'analyse des résultats scolaires ((Burger, 2019; Schlicht et al., 2010).

À un niveau institutionnel (établissements scolaires), l'analyse se saisit de certaines variables de contrôle en lien avec les spécificités institutionnelles, à savoir : le type d'établissement (public ou privé) et la proportion d'élèves de premier niveau de migration dans l'établissement, ainsi que la position socioéconomique de l'établissement, qui est vérifiée par l'ESCS agrégé des élèves. L'importance de ces variables est de tenir compte de l'influence qu'elles pourraient avoir sur les résultats scolaires et mieux clarifier l'impact des autres facteurs qui sont au cœur de l'analyse.

L'ensemble des variables de contrôle utilisées dans cette recherche sont issues de la base de données PISA 2022, ce qui assure la robustesse des analyses et la comparabilité internationale.

### 2.3. Eléments descriptifs de l'échantillon

*Tableau 3a : statistiques descriptives des variables au niveau individuel par région*

| Régions | Niveau : individuel | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Garçon | 1ère génération d'immigrants | Langue parlée à la maison : celle du test | Niveau scolaire par rapport au niveau modal | Programme préprofessionnel ou professionnel | Statuts socioéconomique (ESCS) |
| | Moyenne | Moyenne | Moyenne | Moyenne et (SD) | Moyenne | Moyenne et (SD) |
| **Tanger-Tétouan-Al Hoceima** | 0.47 | 0.005 | 0.13 | -0.68(1.10) | 0.12 | -1.74(1.29) |
| **Oriental** | 0.49 | 0.008 | 0.10 | -0.66(1.04) | 0.16 | -1.96(1.18) |
| **Fès-Meknès** | 0.52 | 0.001 | 0.19 | 0.14(1.05) | 0.04 | -2.07(1.30) |
| **Rabat-Salé-Kénitra** | 0.52 | 0.006 | 0.14 | -0.69(1.03) | 0.11 | -1.61(1.37) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Béni Mellal-Khénifra** | 0.50 | 0.004 | 0.13 | -0.77(1.06) | 0.08 | -2.12(1.27) |
| **Casablanca-Settat** | 0 .52 | 0.004 | 0.17 | -0.60(0.97) | 0.04 | -1.50(1.33) |
| **Marrakech-Safi** | 0.48 | 0.003 | 0.15 | -0.74(1.11) | 0.10 | -1.96(1.37) |
| **Drâa-Tafilalet** | 0 .51 | 0.009 | 0.13 | -0.19(1.07) | 0.10 | -2.03(1.12) |
| **Souss-Massa** | 0 .49 | 0.003 | 0.1 | -0.67(1.14) | 0.16 | -1.83(1.33) |
| **Guelmim-Oued Noun** | 0 .47 | 0 | 0.01 | 0.11(0.31) | 0.25 | -2.10(1.20) |
| **Laâyoune-Sakia El Hamra** | 0.52 | 0.12 | 0.14 | -0.67(1.09) | 0.11 | -1.73(1.11) |
| **Eddakhla-Oued Eddahab** | 0.42 | 0 | 0.10 | -0.73(1.11) | 0.17 | -1.81(1.33) |

*Note : SD est l'écart-type des variables*

***Sources** : Réalisé par les auteurs (sur RStudio) à partir des données de PISA 2022, Maroc.*

Le tableau n°3a montre les caractéristiques individuelles des élèves par rapport aux régions administratives marocaines et permet plusieurs réflexions. D'une manière générale, la proportion de garçons est, plus ou moins, de la moitié dans toutes les régions, avec des écarts (entre 42 % à Oued Eddakhla-Oued Eddahab et 52 % à Casablanca-Settat ou Laâyoune-Sakia El Hamra). La présence d'élèves immigrés de première génération reste très faible, et c'est une exception à Laâyoune-Sakia El Hamra avec 12 %. La proportion d'élèves qui parlent la langue du test à la maison est de 10 % à 19 % dans toutes les régions et cela montre la barrière linguistique. En ce qui concerne le niveau scolaire, presque toutes les régions affichent une moyenne négative, ce qui signifie qu'il y a un retard par rapport au niveau modal, sauf Fès-Meknès, et Guelmim-Oued Noun où les élèves sont un peu au-dessus. La proportion d'élèves qui sont inscrits dans des programmes préprofessionnels ou professionnels est très hétérogène : elle est faible à Casablanca-Settat et Fès-Meknès (4 %), mais est de 25 % à Guelmim-Oued Noun, ce qui indique une différenciation scolaire selon les territoires.

Enfin, le statut socio-économique (ESCS) est négatif dans toutes les régions, ce qui indique une population qui est dans un état global de privation, avec des moyennes particulièrement faibles au Béni Mellal-Khénifra (−2,12), Fès-Meknès (−2,07) et Drâa-Tafilalet (−2,03), tandis que Casablanca-Settat et Rabat-Salé-Kénitra semblent être relativement moins démunies. (-1,50 et -1,61). En somme, ce tableau (voir tableau n°3) montre un système caractérisé par une privation socio-économique généralisée, un retard éducatif moyen, une faible proportion d'élèves parlant la langue du test à la maison, et une grande variabilité régionale dans l'orientation vers les filières professionnelles, avec des particularités telles que le haut degré de présence

d'immigrants à Laâyoune-Sakia El Hamra et la forte orientation professionnelle à Guelmim-Oued Noun.

*Tableau 3b : Statistiques descriptives des variables au niveau scolaire par région*

| Régions | Niveau : établissement scolaire | | |
|---|---|---|---|
| | **Type d'école : École privée** | **Proportion de 1ère génération d'immigrants dans une école** | **Composition socioéconomique d'une école** |
| | Moyenne | Moyenne (SD) | Moyenne (SD) |
| **Tanger-Tétouan-Al Hoceima** | **0.04** | **0.005(0.01)** | **-1.34(1.12)** |
| **Oriental** | 0 | 0.008(0.01) | -0.58(1.71) |
| **Fès-Meknès** | **0.10** | **0.001(0.005)** | **-1.71(1.30)** |
| **Rabat-Salé-Kénitra** | 0.11 | 0.006(0.013) | -1.09(1.75) |
| **Béni Mellal-Khénifra** | **0.08** | **0.004(0.013)** | **-1.92(1.14)** |
| **Casablanca-Settat** | 0.18 | 0.003(0.009) | -0.98(1.95) |
| **Marrakech-Safi** | **0.05** | **0.003(0.15)** | **-1.51(1.29)** |
| **Drâa-Tafilalet** | 0.003 | 0.009(0.17) | -1.72(1.00) |
| **Souss-Massa** | **0.05** | **0.003(0.008)** | **-1.50(1.19)** |
| **Guelmim-Oued Noun** | 0 | 0.00(0.00) | -2.10(0.17) |
| **Laâyoune-Sakia El Hamra** | **0** | **0.12(0.12)** | **-1.73(0.12)** |
| **Eddakhla-Oued Eddahab** | 0 | 0.00(0.00) | -1.91(0.06) |

*Note : SD est l'écart-type des variables*

***Sources** : Réalisé par les auteurs (sur RStudio) à partir des données de PISA 2022, Maroc.*

L'examen des caractéristiques structurelles des établissements éducatifs à une échelle régionale (voir tableau n°3b) montre une fracture claire entre les pôles urbains et les zones périphériques du Maroc. La présence de l'enseignement privé est presque exclusivement concentrée sur l'axe économique, avec une tête Casablanca-Settat (0,18), puis Rabat-Salé-Kénitra et Fès-Meknès, tandis que les régions du Sud et de l'Oriental montrent une absence totale de ce secteur dans les données recueillies. Cette disparité géographique est aggravée par une réalité socio-économique précaire, tous les indices régionaux étant négatifs. Bien que les régions de l'Est et de Casablanca montrent les profils les moins défavorables, des régions telles que Guelmim-Oued Noun ou Béni Mellal-Khénifra font face à une vulnérabilité sociale beaucoup plus grande, avec des indices plongeant en dessous de -1,90. Paradoxalement, les régions classées « meilleures » sur le plan socio-économique sont également celles qui souffrent de la plus grande hétérogénéité

International Journal of Economics and Management Sciences
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

interne, comme le montrent les forts écarts-types à Casablanca et Rabat, suggérant la cohabitation de contextes scolaires radicalement opposés au sein du même territoire.

Tout en restant un phénomène marginal dans la plupart des régions de l'intérieur du pays, la région Laâyoune-Sakia El Hamra se distingue avec un taux de mixité de 0,12, ce qui témoigne d'une singularité démographique locale à l'opposé de l'homogénéité nationale sur ce point.

Les données de performance scolaire (en Mathématique) par région du Maroc (voir tableau n°4) montrent une hétérogénéité territoriale, où la région Guelmim-Oued Noun se distingue, dépassant systématiquement la région 400 points. Cette avance la positionne loin devant les autres régions comme Souss-Massa, Casablanca-Settat et Tanger-Tétouan-Al Hoceima, qui affichent des moyennes de 370 à 378 points. À l'extrême opposé, Drâa-Tafilalet et l'Oriental se positionnent en file d'attente du peloton, perdant la bataille avec des résultats, et alors, je dis aussi des résultats inférieurs à 350 points. Cela souligne l'énorme différentiel de performance entre les différentes zones géographiques.

Cette fracture n'est pas seulement une question de moyenne, mais aussi d'équité interne, puisque des régions comme Rabat-Salé-Kénitra montrent une très grande dispersion des résultats, signe d'un système éducatif local à deux vitesses où de grands succès et des échecs marqués coexistent. D'autre part, la performance de Guelmim-Oued Noun est d'autant plus remarquable qu'elle est accompagnée d'une plus grande homogénéité parmi les élèves. Enfin, la stabilité des résultats entre les cinq valeurs plausibles pour chaque territoire confirme que ces écarts ne sont pas conjoncturels mais structurels, reflétant des disparités profondes dans l'efficacité des systèmes éducatifs régionaux et de la supervision pédagogique à travers le Royaume.

*Tableau 4: statistiques descriptives des variables dépendantes (5 Valeurs Plausibles) par région.*

| **Régions** | **Valeur Plausible (VP)** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | VP1 | VP2 | VP3 | VP4 | VP5 |
| | **Moyenne (SD)** | **Moyenne (SD)** | **Moyenne (SD)** | **Moyenne (SD)** | **Moyenne (SD)** |
| **Tanger-Tétouan-Al Hoceima** | 372.24(58.96) | 370.40(59.87) | 369.97(59.95) | 369.01(58.06) | 369.77(59.31) |
| **Oriental** | **347.11(52.54)** | **347.99(51.93)** | **345.49(52.64)** | **345.20(49.95)** | **347.33(48.85)** |
| **Fès-Meknès** | 363.35(60.74) | 364.36(60.53) | 364.14(61.85) | 361.68(60.09) | 361.36(59.99) |
| **Rabat-Salé-Kénitra** | **351.08(67.42)** | **349.11(66.41)** | **349.34(68.12)** | **350.18(66.26)** | **349.88(65.62)** |
| **Béni Mellal-Khénifra** | 359.36(54.68) | 362.73(54.39) | 359.35(55.16) | 359.85(53.16) | 357.70(52.10) |
| **Casablanca-Settat** | **370.39(62.12)** | **368.93(63.50)** | **370.61(62.76)** | **371.25(62.70)** | **370.76(61.44)** |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **Marrakech-Safi** | 365.71(64.46) | 367.49(62.08) | 366.51(63.58) | 366.41(62.80) | 367.01(63.96) |
| **Drâa-Tafilalet** | **347.24(55.81)** | **344.31(56.76)** | **343.25(54.95)** | **344.63(54.46)** | **345.24(54.14)** |
| **Souss-Massa** | 376.85(61.57) | 377.65(62.27) | 378.38(60.89) | 374.52(61.48) | 376.37(59.78) |
| **Guelmim-Oued Noun** | **408.64(47.82)** | **402.67(49.35)** | **402.42(50.20)** | **407.56(51.30)** | **405.44(46.47)** |
| **Laâyoune-Sakia El Hamra** | 358.53(58.84) | 356.36(54.71) | 359.68(57.43) | 360.33(59.20) | 363.14(58.17) |
| **Eddakhla-Oued Eddahab** | **352.48(55.20)** | **360.76(45.15)** | **367.14(51.99)** | **359.23(50.47)** | **354.12(44.07)** |

*Note : SD est l'écart-type des variables*

***Sources** : Réalisé par les auteurs (sur RStudio) à partir des données de PISA 2022, Maroc.*

### 2.4. Méthodologie d'analyse

Pour comprendre à quel degré le système éducatif marocain est socialement ségrégué, analyser si cette ségrégation aggrave l'impact du statut socio-économique (ESCS) sur les résultats scolaires des élèves, et déterminer si la ségrégation modère les inégalités scolaires entre élèves de différentes strates sociales, nous avons recours à une approche méthodologique inspirée des études comparatives des systèmes éducatifs européens (Burger, 2019).

Dans un premier temps, des analyses bivariées sont réalisées au niveau régional (sur le logiciel *RStudio*). Celles-ci cohérentes à calculer, pour chacune des régions, un indice de ségrégation sociale (ICC du ESCS) et un indice d'inégalité sociale de la performance scolaire des élèves, déclenchent par le statut social de l'élève (coefficient de ESCS d'une régression OLS (Régression par Moindres Carrés) sur les scores PISA en mathématiques ajustés pour le ESCS, contrôlés par le sexe, la langue du domicile, l'origine migratoire et le niveau d'instruction). La modélisation finale des élèves de PISA est incorporée pour assurer la représentativité des résultats. Cela permet de saisir la relation entre la ségrégation sociale et les inégalités scolaires à un niveau agrégé.

Deuxièmement, nous avons développé des modèles multiniveaux (effets mixtes linéaires) pour voir si la ségrégation sociale modère les associations au niveau individuel entre l'ESCS et les performances scolaires (Analyse fait sur le logiciel RStudio). Les modèles multiniveaux prennent en compte le fait que les données sont hiérarchiquement imbriquées ; des élèves au sein d'une école, et des écoles au sein d'une région. Cela implique que les observations au sein de l'échantillon ne peuvent être perçues comme indépendantes (Snijders & Bosker, 2012). Les modèles de régression standard (OLS) supposent l'indépendance des observations. Dans une structure hiérarchique, cette hypothèse est violée, et les estimations des erreurs standards classiques sont sous-estimées, ce qui engendre des surestimations de la signification (Hox et al., 2017). Les modèles multiniveaux sont les seuls à permettre l'estimation simultanée des effets directs des variables individuelles et scolaires sur les acquis scolaires et à répondre à la

**International Journal of Economics and Management Sciences**
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

question si la ségrégation sociale dans le système éducatif aggrave les associations au niveau micro entre l'origine sociale et les performances scolaires. Le modèle final est représenté comme suit :

$Y_{ijr} = \beta_{000} + \sum_{h=1}^{l} \beta_h X_{hijr} + \sum_{m=1}^{o} \alpha_m S_{mjr} + (\beta_{010} + \mu_{1jr}) X_{1ijr} + \eta_{0j} + \epsilon_{0ijr}$

où:

- $Y_{ijr}$ : le score en mathématiques de l'élève $i$ dans l'école $j$ de la région $r$ .
- $\beta_{000}$ : la moyenne générale des acquis scolaires.
- $X_{hijr}$ : les variables individuelles (sexe, langue parlée à la maison, origine immigrée, niveau scolaire, ESCS).
- $\beta_h$ : le coefficient associé aux variables individuelles.
- $S_{mjr}$ : les variables scolaires (composition socio-économique de l'école, type d'école, etc.).
- $\alpha_m$ : les coefficients associés aux variables scolaires.
- $(\beta_{010} + \mu_{1jr}) X_{1ijr}$ : la pente moyenne du ESCS ($\beta_{010}$) et variation inter-école ($\mu_{1j}$) qui permet de tester si l'effet du ESCS diffère selon les écoles.
- $\eta_{0j}$ : l'intercept aléatoire au niveau de l'école (variance inter-écoles des performances scolaires).
- $\epsilon_{0ijr}$ : le terme d'erreur au niveau individuel.

De plus, en considérant une pente aléatoire $\mu_{1jr} \backsim \mathrm{N}(0, \sigma^2_{\mu 1jr})$ sur le statut socioéconomique au niveau scolaire, le modèle suppose que l'ESCS et la réussite scolaire sont liées différemment d'une école à l'autre. Cette pente aléatoire est caractérisée par un effet fixe, qui est la moyenne de l'ESCS dans l'école, et un effet aléatoire qui encapsule la variance des pentes entre écoles, notée $(\beta_{010} + \mu_{1jr}) X_{1ijr}$ où $\beta_{010}$ est la pente moyenne et $\sigma^2_{\mu 1jr}$ la variance inter-écoles de cette pente.

Deux termes aléatoires sont connectés aux interceptions et aux effets fixes, capturant la variation résiduelle au niveau de l'école $\mu_{0j} \backsim \mathrm{N}(0, \sigma^2_{\mu 0j})$ et au niveau de l'élève $\varepsilon_{0ij} \backsim \mathrm{N}(0, \sigma^2_{\varepsilon 0ij})$. Ces termes aléatoires sont supposés avoir une moyenne inconditionnelle de zéro étant donné les variables indépendantes, provenir d'une distribution normale, et être mutuellement indépendantes. Le modèle permet une corrélation entre la variance inter-écoles de la performance en mathématiques et la pente de l'ESCS aléatoire au niveau de l'école $\mu_{1jr}$, ce qui tient compte du fait que la relation entre l'ESCS et la performance académique est susceptible d'être différente d'une école à l'autre. Nous employons des variables binaires non censurées et des variables continues normalement centrées. Aucun problème de multicolinéarité n'a été détecté, tous les facteurs d'inflation de variance étant inférieurs à 1,32.

En conclusion, nous espérons tirer parti de l'augmentation de la ségrégation sociale dans le système éducatif marocain, de manière à modéliser des comportements systématiques de covariation entre ségrégation sociale et inégalités dans l'éducation, tout en intégrant des variables de confusion observables. Aucune de nos modélisations n'attrape la ségrégation scolaire et les renforcements qui sont le résultat de la ségrégation scolaire (un cas typique étant les choix résidentiels et éducatifs et les politiques d'admission des écoles) et les effets résultant

de la ségrégation scolaire (Leckie et al., 2012). Nous affirmons que la réussite et les inégalités dans l'éducation résultent à la fois de ces phénomènes et de la ségrégation sociale dans les écoles. Par conséquent, les résultats présentés sont le reflet de l'impact conjoint de la « sélection scolaire et de l'effet de traitement » ; l'effet de l'exposition à des cohortes scolaires socialement ségrégées, toutes choses égales par ailleurs.

## 3. Résultats et discussions

Le tableau n°5 met en évidence la relation entre la ségrégation sociale (mesurée par l'ICC du statut socio-économique) et les inégalités scolaires (mesurées par le coefficient ESCS sur les acquis en mathématiques) dans les différentes régions du Maroc. L'analyse révèle trois profils distincts.

D'abord, certaines régions présentent des niveaux élevés de ségrégation et d'inégalités scolaires, comme Rabat-Salé-Kénitra (ICC = 0,406 ; coef ESCS = 13,8) et Casablanca-Settat (ICC = 0,330 ; coef ESCS = 14,3). Ces résultats suggèrent que la concentration des élèves par origine sociale dans les écoles accentue fortement les écarts de performance, confirmant la dynamique observée par Burger (2019) en Europe et par Felouzis et al. (2016) en France : plus les établissements sont socialement homogènes, plus l'effet du milieu social sur les acquis est marqué. Ensuite, un deuxième groupe de régions combine une ségrégation modérée avec des inégalités scolaires intermédiaires, comme Tanger-Tétouan-Al Hoceima (ICC = 0,296 ; coef ESCS = 7,9), Fès-Meknès (ICC = 0,324 ; coef ESCS = 7,8) ou Marrakech-Safi (ICC = 0,257 ; coef ESCS = 7,0). Ici, l'effet du ESCS reste significatif mais moins intense, ce qui traduit des systèmes scolaires où les inégalités se jouent à la fois entre et à l'intérieur des écoles. Ce profil rejoint les constats de l'OCDE (2019, 2020) selon lesquels la ségrégation n'explique pas seules les inégalités, mais interagit avec d'autres facteurs institutionnels.

Enfin, certaines régions affichent une faible ségrégation sociale, mais des résultats contrastés en termes d'inégalités. Drâa-Tafilalet (ICC = 0,135 ; coef ESCS = 0,67) et Béni Mellal-Khénifra (ICC = 0,181 ; coef ESCS = 2,1) montrent une faible influence du statut socio-économique sur les acquis des élèves, traduisant une relative homogénéité sociale et scolaire. À l'inverse, Guelmim-Oued Noun (ICC = 0,020 ; coef ESCS = 11,1) et Laâyoune-Sakia El Hamra (ICC = 0,011 ; coef ESCS = 4,5) révèlent que, malgré une ségrégation quasi nulle, les inégalités scolaires persistent, probablement en raison de facteurs internes aux écoles (effets de pairs, ressources pédagogiques, qualité des enseignants). Le cas d'Eddakhla-Oued Eddahab (ICC ≈ 0 ; coef ESCS = – 4,26) est atypique, suggérant une relation inversée où les élèves défavorisés obtiennent des résultats comparativement meilleurs, ce qui peut refléter des spécificités locales ou des effets de taille d'échantillon.

*Tableau 5: indice de ségrégation sociale au sein du système éducatif et Indice d'inégalité sociale dans les acquis scolaires.*

| Régions | Indice de ségrégation sociale | Indice d'inégalité sociale dans les acquis scolaires |
|---|---|---|
| **Tanger-Tétouan-Al Hoceima** | 0.296 | 7.887 |
| **Oriental** | **0.181** | **4.103** |
| **Fès-Meknès** | 0.324 | 7.851 |

| | | |
|---|---|---|
| **Rabat-Salé-Kénitra** | **0.406** | **13.806** |
| **Béni Mellal-Khénifra** | 0.181 | 2.115 |
| **Casablanca-Settat** | **0.330** | **14.296** |
| **Marrakech-Safi** | 0.257 | 7.035 |
| **Drâa-Tafilalet** | **0.135** | **0.674** |
| **Souss-Massa** | 0.185 | 7.171 |
| **Guelmim-Oued Noun** | **0.020** | **11.100** |
| **Laâyoune-Sakia El Hamra** | 0.011 | 4.472 |
| **Eddakhla-Oued Eddahab** | **0.001** | **-4.262** |

Coef*ESCS = Indice d'inégalité sociale dans les acquis scolaires*
*ICC = Indice de ségrégation sociale au sein du système éducatif.*
*Source : réalisé par les auteurs (sur RStudio) à partir des données de PISA 2022.*

L'indice de corrélation de Pearson, concernant les indices de ségrégation sociale et d'inégalité sociale dans les acquis scolaires, est de 0,65 {$p < 0,05$}, ce qui est considéré comme une corrélation positive et très significative. Cela signifie qu'au Maroc, dans une région où il existe une ségrégation sociale plus prononcée entre les écoles, il y a aussi une plus grande inégalité entre les écoles qui est déterminée par les inégalités socioéconomiques de la population (voir figure n° 2). Ce résultat est tout à fait en ligne avec ce que Burger (2019) a trouvé pour l'Europe ($r \approx 0,37$, $p < 0,05$) bien que, dans le cas du Maroc, la corrélation soit nettement plus forte. Cela signifie que la façon dont le système éducatif est socialement structuré au Maroc est un facteur très important pour expliquer la persistance de l'inégalité dans l'accès aux écoles.

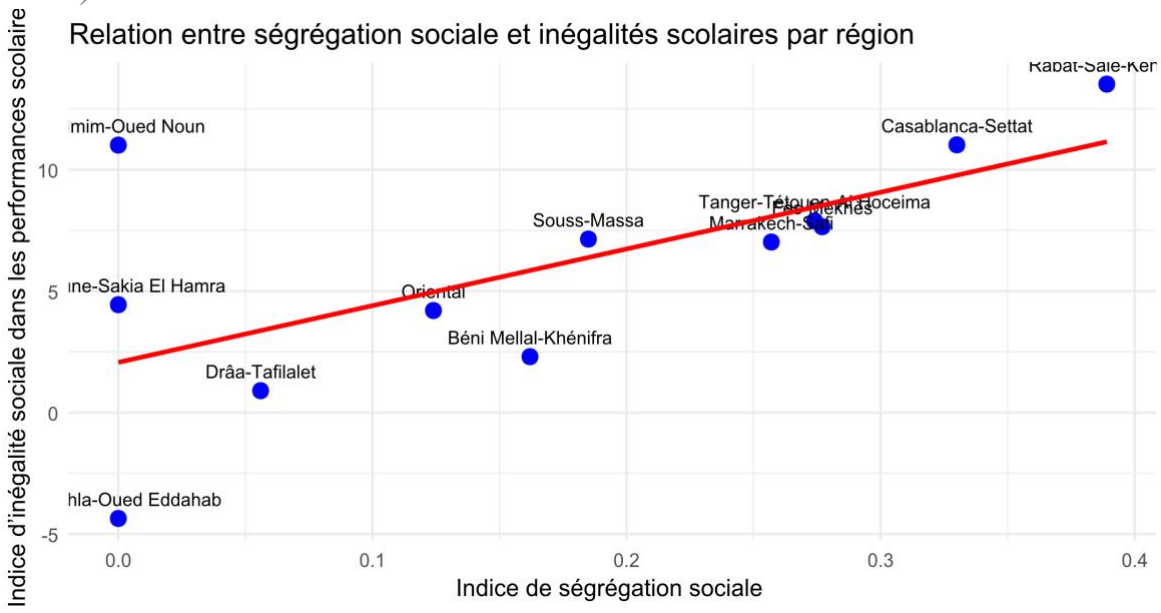
La littérature internationale valide cette dynamique. Felouzis (2020) étudie la ségrégation scolaire en France et montre que la concentration des élèves défavorisés dans certaines écoles accentue l'écart de réussite(Duru-Bellat, 2002) et (Duru-Bellat & Mingat, 1997) ont également fait remarquer que la composition sociale d'une école modifie de manière significative les parcours scolaires.

Au Maroc, le Conseil Supérieur de l'Education, de la Formation et de la Recherche Scientifique (CSEFRS[7]) a montré que les inégalités sociales dans les résultats scolaires, en fonction de l'échelon défini, se stratifient en fonction de la répartition territoriale et socio-économique. Ce résultat statistique vient en appui à cette affirmation.

[7] Le Conseil Supérieur de l'Éducation, de la Formation et de la Recherche Scientifique (CSEFRS) est une institution constitutionnelle marocaine indépendante, érigée en instance consultative par l'article 168 de la Constitution de 2011. Il fait office d'observatoire, d'espace de débat et d'organe d'évaluation pour l'ensemble du système éducatif national.

**International Journal of Economics and Management Sciences**
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

*Figure 2: diagramme de dispersion (Indice de ségrégation sociale et Indice d'inégalité sociale)*




*Source : réalisé par les auteurs (sur RStudio) à partir des données de PISA 2022.*

Cependant, la relation bivariée entre la ségrégation sociale au sein des systèmes éducatifs et l'inégalité sociale des résultats scolaires ne précise pas si la ségrégation sociale modère l'inégalité sociale des résultats éducatifs. Pour aller plus loin, nous avons mis en valeur une série de modèles multiniveaux afin de comprendre si la force de la relation entre le statut économique, social et culturel (ESCS) et la performance scolaire change en fonction du niveau de ségrégation sociale au sein des systèmes éducatifs, tout en contrôlant pour d'autres facteurs potentiels aux niveaux individuels, scolaire et régional.

*Tableau 6a : Modèles multiniveaux prédictifs de la performance en mathématiques*

| Variable | Modèle0 Coefficient (SE) | Modèle1 Coefficient (SE) | Modèle2 Coefficient (SE) | Modèle3 Coefficient (SE) |
|---|---|---|---|---|
| **Intercept** | 362.95*** (2.95) | 363.13*** (2.03) | 371.49*** (5.24) | 365.60*** (5.35) |
| **Statuts Socioéconomique (ESCS)** | | **3.90*** (0.42)** | **3.79*** (0.42)** | **3.70*** (0.50)** |
| **Sexe (garçon=1)** | | 9.94*** (0.98) | 9.91*** (0.98) | 9.90*** (0.97) |
| **1ère génération immigrée** | | **-11.13 (7.24)** | **-10.33 (7.26)** | **-9.22 (7.25)** |
| **Programme préprofessionnel/professionnel** | | -29.96*** (1.81) | -29.83*** (1.82) | -29.39*** (1.81) |
| **Langue parlée à la maison : celle du test PISA** | | **-11.59*** (1.41)** | **-11.63*** (1.41)** | **-11.59*** (1.41)** |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **Niveau scolaire par rapport au niveau modal** | | 24.05*** (0.71) | 24.02*** (0.71) | 23.40*** (0.70) |
| **Composition socioéconomique d'école** | | | **2.29 (1.27)** | **1.14 (1.16)** |
| **Proportion de 1ère génération d'immigrants dans une école** | | | -230.99 (124.74) | -178.45 (121.45) |
| **Type d'école : École privée** | | | **-9.33 (5.45)** | **-4.08 (5.53)** |

***Sources*** *: Réalisé par les auteurs (sur RStudio) à partir des données de PISA 2022, Maroc.*

Les modèles multi-niveaux successifs (voir tableau n°6a) permettent de comprendre la dynamique des déterminants de la performance en mathématiques. Le modèle 0, vide, établit une moyenne générale de 362,95 points et met en évidence une variance entre écoles relativement faible (ICC ≈ 1,2 %), suggérant que les différences de performance sont principalement liées aux caractéristiques individuelles. Ce constat rejoint les résultats des enquêtes PISA, qui montrent que dans de nombreux systèmes éducatifs, la plus grande part des inégalités se situe entre élèves plutôt qu'entre établissements (OCDE, 2025).

L'introduction des variables individuelles dans le modèle 1 modifie substantiellement la structure des résultats (voir tableau n°6a) : le statut socioéconomique (ESCS) exerce un effet positif et significatif (≈ +3,9 points par unité), confirmant l'importance du capital social et économique dans la réussite scolaire, comme l'ont montré de nombreux travaux sur la reproduction des inégalités (Bourdieu, 1971; Felouzis, 2020). Le sexe apparaît également comme un facteur déterminant, les garçons obtenant en moyenne près de 10 points de plus que les filles, ce qui correspond aux écarts de genre observés dans les évaluations internationales (OCDE, 2024). Le programme suivi joue un rôle majeur : l'inscription en filière préprofessionnelle ou professionnelle est associée à une baisse significative de près de 30 points, confirmant les analyses sur les effets de filière et la hiérarchisation des parcours scolaires (Duru-Bellat, 2002). La langue parlée à la maison, lorsqu'elle diffère de celle du test, pénalise les élèves d'environ 11 points, ce qui rejoint les travaux sur l'impact des barrières linguistiques dans la réussite scolaire (Heath & Li, 2024). Le niveau scolaire relatif constitue le facteur le plus puissant (+24 points par unité), traduisant l'avantage des élèves en avance sur le niveau modal, ce qui est cohérent avec les recherches sur l'effet de l'âge relatif et du redoublement (Bedard & Dhuey, 2006). L'effet de l'immigration de première génération est négatif mais non significatif, ce qui suggère une tendance défavorable sans preuve statistique robuste, en ligne avec les résultats contrastés observés dans PISA selon les contextes nationaux (OCDE, 2025).

Le modèle 2 introduit des variables scolaires (voir tableau n°6a). La composition socioéconomique de l'école a un effet positif mais faible et non significatif, tandis que la proportion d'élèves immigrés de première génération et le type d'école (privée vs publique) n'apparaissent pas comme des déterminants robustes. La variance entre écoles diminue encore (ICC ≈ 0,6 %), ce qui indique que les différences entre établissements sont largement expliquées par la composition sociale et académique de leurs élèves. Ce résultat est cohérent avec les travaux sur la ségrégation scolaire : même lorsque la variance entre écoles est faible, la concentration sociale peut accentuer les inégalités (Hirtt & Mottint, 2024; Molina & Cordoba, 2025).

**International Journal of Economics and Management Sciences**
Volume 5, Issue 2 (2026), pp. 24-48
ISSN 2823-9350

Enfin, le modèle 3 ajoute une pente aléatoire sur le ESCS (voir tableau n°6a). L'effet moyen du ESCS reste positif et significatif (+3,7 points), mais la variance de la pente montre que son impact varie selon les écoles. La corrélation positive (0,70) entre intercept et pente ESCS suggère que dans les établissements favorisés, l'effet du statut socioéconomique est amplifié, renforçant les inégalités sociales. Ce constat rejoint les analyses de (Leckie et al., 2012), qui insistent sur la nécessité de considérer simultanément les processus de sélection (choix résidentiels et scolaires, stratégies d'admission) et les effets de traitement (exposition à des environnements homogènes ou hétérogènes). Les autres variables conservent des effets similaires : avantage des garçons, pénalité des filières professionnelles et des élèves ne parlant pas la langue du test, bénéfice du niveau scolaire relatif. Les variables scolaires restent faibles ou incertaines, ce qui suggère que la ségrégation sociale agit surtout par la composition des élèves et par l'amplification des effets du ESCS dans certains contextes.

*Tableau 6b : Modèles multiniveaux prédictifs de la performance en mathématiques*
*Effets aléatoires*

| Niveau | Modèle0 Variance (SD) | Modèle1 Variance (SD) | Modèle2 Variance (SD) | Modèle3 Variance (SD) |
|---|---|---|---|---|
| **Intercept (école)** | **1495 (38.67)** | **629.3 (25.09)** | **583.1 (24.15)** | **559.8 (23.66)** |
| **Résiduel (individus)** | 120 224 (346.7) | 99 867 (316.0) | 99 937 (316.1) | 98 923 (314.5) |
| **Pente ESCS (aléatoire)** | — | — | — | **13.16 (3.63)** |
| **Corrélation intercept–ESCS** | — | — | — | 0.70 |

***Sources** : Réalisé par les auteurs (sur RStudio) à partir des données de PISA 2022, Maroc.*

La décomposition de la variance dans les quatre modèles hiérarchiques linéaires (voir tableau 6b) permet de quantifier les rôles relatifs de l'établissement et de l'individu dans l'explication des scores de performance. Dans le Modèle 0 (modèle nul), l'analyse de la variance de l'Intercept à l'échelle de l'école (1495) et de la variance résiduelle à l'échelle des individus (120 224) donne le CCI. Ce qui montre qu'encore une fois, une portion très faible de l'explication de la variabilité des scores est attribuable aux différences inter-écoles, la quasi-totalité de l'hétérogénéité étant intra-écoles, entre les élèves (Hox et al., 2017).

Avec le passage au Modèle 1 et l'inclusion des caractéristiques individuelles des élèves, on constate une réduction de la variance à l'échelle de l'école, qui diminue de 1495 à 629,3. Ainsi, une bonne partie des disparités qui existent au sein des écoles marocaines ne proviennent ni de la qualité, ni des ressources de l'enseignement, mais de la structure même de la population scolaire (effets de sélection). En d'autres termes, la qualité de l'enseignement dans une école est jugée « inégale » car les élèves qui composent l'établissement ne présentent pas les mêmes caractéristiques, tant sur le plan économique que sur le plan scolaire (Raudenbush & Bryk, 2002). L'introduction des variables de contexte scolaire dans le Modèle 2 ne diminue que légèrement la variance de l'interception (583,1). Cela confirme l'idée selon laquelle les variables structurelles (privé/public, composition) expliquent peu de variance additionnelle une fois le profil de l'élève contrôlé.

Le Modèle 3 apporte une nuance importante dans l'estimation d'une pente aléatoire pour le statut socioéconomique (ESCS). La variance de la pente (13.16), et surtout la corrélation forte (positif 0.70) entre l'intercept et la pente de l'ESCS, révèlent un phénomène d'accentuation des inégalités : dans les établissements avec des niveaux moyens les plus élevés (intercept haut), l'origine sociale des élèves à une prise la plus déterminante (pente plus raide). Cette constatation indique qu'au Maroc, les établissements les plus de l'ESCS se distinguent par le plus d'éléments d'un déterminisme social, tandis que les établissements les moins performants apparaissent par un phénomène paradoxalement plus « équitable » (Snijders & Bosker, 2012).

## Conclusion

Le but de ce travail est de repérer les inégalités qui existent au sein du système éducatif marocain, de déterminer si les inégalités au sein du système éducatif renforcent l'impact du statut socioéconomique (ESCS) sur les résultats scolaires et de voir si elles jouent un rôle de modérateur sur les inégalités. Les résultats issus de l'analyse des données PISA 2022 montrent qu'il y a des défavorisations au sein de la société. Il a été constaté que les inégalités, en défaveur des uns, et en faveur, des autres, s'expliquent, dans le cadre de cette défavorisation, par des caractéristiques individuelles des élèves, telles que leur statut socioéconomique et, dans une moindre mesure, leur sexe, leur classe, leur niveau, et la langue maternelle.

La faible variabilité entre les écoles témoigne, en règle générale, d'une ségrégation modérée. Mais la variabilité entre les régions - qui, bien qu'un peu plus élevée à chaque fois - fait qu'il existe dans plusieurs un plus grand nombre d'écoles favorisées dispersant des élèves - les plus défavorisés, ce qui renforce les écarts de résultats. Du fait des analyses à plusieurs niveaux, il a été prouvé que l'influence de l'ESCS dans les écoles a été amplifiée, ce qui a accumulé les contrastes sur le plan social. Ce phénomène a été observé à de nombreuses reprises dans la littérature internationale (Burger, 2019; Felouzis, 2020; OCDE, 2024), Il a été prouvé que même des ségrégations faibles provoquent des effets très forts sur le maintien des inégalités sur le plan éducatif.

Les résultats de cette étude montrent que, malgré le fait que la ségrégation sociale entre écoles au Maroc soit modérée en moyenne, elle renforce l'impact du statut socioéconomique (ESCS) sur les résultats scolaires, et ce, surtout dans les écoles privilégiées. Cela amène à formuler des recommandations qui s'articulent autour de trois axes principaux.

Il est primordial dans un premier temps de favoriser la mixité sociale au sein des établissements. La surconcentration des élèves défavorisés dans certaines écoles amplifie les écarts de performances et entraîne la reproduction des inégalités. Il est possible que des politiques de sectorisation scolaire plus équilibrées, couplées à des incitations à la diversification de la composition sociale des écoles, atténuent ces effets. La littérature internationale constate que la ségrégation scolaire s'explique souvent par la ségrégation résidentielle et par des stratégies de choix des familles (Croxford & Paterson, 2006; Dupriez & Dumay, 2006), ce qui implique une articulation entre les politiques éducatives et les politiques d'urbanisme.

Il est conseillé de renforcer le soutien aux élèves issus de milieux défavorisés. Les résultats révèlent que l'ESCS est le principal facteur déterminant la réussite scolaire et que les disparités sont encore plus marquées dans les écoles privilégiées. Dispositifs de remédiation ciblés en mathématiques, soutien linguistique aux élèves dont la langue maternelle est différente de celle

de l'évaluation, et actions spécifiques pour réduire le fossé de genre en mathématiques, sont des mesures pour réduire l'impact des inégalités sociales. Encourager des actions en faveur de la prise en compte des barrières linguistiques et culturelles est l'une des recommandations de l'OCDE (2024) et de Heath & Li (2024).

Il est également fondamental de prendre des mesures sur les espaces scolaires. Les écoles défavorisées doivent recevoir des ressources matérielles (infrastructures, matériel, formation, etc.) pour compenser l'effet de composition, et limiter l'aggravation des inégalités. Concernant l'orientation précoce vers les voies professionnelles, il s'agit de celle qui induit la plus forte ségrégation et la plus forte distance dans les performances (Duru-Bellat, 2002). L'homogénéité des groupes d'élèves et des niveaux dans un établissement peut, par ailleurs, être un espace pour développer des pratiques différenciées et inclusives.

Il semble pertinent de poursuivre la recherche et de suivre de façon continue les indicateurs de la ségrégation. Le calcul des ICC du ESCS par région est un outil pertinent pour identifier les territoires les plus soumis aux inégalités et ajuster les politiques éducatives en conséquence. Le croisement des données scolaires et résidentielles contribue à la compréhension des relations entre la ségrégation scolaire et la ségrégation urbaine (Gorard & Taylor, 2002). Les études longitudinales auraient un intérêt particulier pour dégager les effets de sélection (capitale scolaire initiale) des effets de traitement (impact des milieux scolaires).

**Références**

- Agirdag, O., Van Avermaet, P., & Van Houtte, M. (2013). School Segregation and Math Achievement : A Mixed-Method Study on the Role of Self-Fulfilling Prophecies. *Teachers College Record: The Voice of Scholarship in Education*, *115*(3), 1-50. https://doi.org/10.1177/016146811311500305
- Avvisati, F. (2020). The measure of socio-economic status in PISA : A review and some suggested improvements. *Large-Scale Assessments in Education*, *8*(1), 8. https://doi.org/10.1186/s40536-020-00086-x
- Bedard, K., & Dhuey, E. (2006). The Persistence of Early Childhood Maturity : International Evidence of Long-Run Age Effects. *The Quarterly Journal of Economics*, *121*(4), 1437-1472.
- Bourdieu, P. (1971). Reproduction culturelle et reproduction sociale. *Social Science Information*, *10*(2), 45-79. https://doi.org/10.1177/053901847101000203
- Burger, K. (2019). The socio-spatial dimension of educational inequality : A comparative European analysis. *Studies in Educational Evaluation*, *62*, 171-186.
- Croxford, L., & Paterson, L. (2006). Trends in social class segregation between schools in England, Wales and Scotland since 1984. *Research Papers in Education*, *21*(4), 381-406. https://doi.org/10.1080/02671520600942388
- Dupriez, V., & Dumay, X. (2006). Inequalities in school systems : Effect of school structure or of society structure? *Comparative Education*, *42*(2), 243-260. https://doi.org/10.1080/03050060600628074
- Duru-Bellat, M. (2002). *Les inégalités sociales à l'école*. Presses Universitaires de France. https://doi.org/10.3917/puf.duru.2002.01

- Duru-Bellat, M., & Mingat, A. (1997). La constitution de classes de niveau dans les collèges ; les effets pervers d'une pratique à visée égalisatrice. *Revue française de sociologie*, (Vol.XXXVIII n°4), 759-789.
- Felouzis, G. (2020). *Les inégalités scolaires :* Presses Universitaires de France. https://doi.org/10.3917/puf.felou.2020.01
- Felouzis, G., Fouquet-Chauprade, B., Charmillot, S., & Imperiale-Arefaine, L. (2016). *Inégalités scolaires et politiques d'éducation*.
- Ferrer-Esteban, G. (2016). Trade-Off between Effectiveness and Equity? An Analysis of Social Sorting between Classrooms and between Schools. *Comparative Education Review*, *60*(1), 151-183. https://doi.org/10.1086/684490
- Ganzeboom, H. B. G., De Graaf, P. M., & Treiman, D. J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, *21*(1), 1-56. https://doi.org/10.1016/0049-089X(92)90017-B
- Goldstein, H., & Noden, P. (2003). Modelling Social Segregation. *Oxford Review of Education*, *29*(2), 225-237.
- Goldstone, R., Baker, W., & Barg, K. (2023). A comparative perspective on social class inequalities in parental involvement in education : Structural dynamics, institutional design, and cultural factors. *Educational Review*, *75*(5), 976-992. https://doi.org/10.1080/00131911.2021.1974347
- Gorard, S., & Taylor, C. (2002). What is Segregation? : A Comparison of Measures in Terms of 'Strong' and 'Weak' Compositional Invariance. *Sociology*, *36*(4), 875-895. https://doi.org/10.1177/003803850203600405
- Heath, A. F., & Li, Y. (2024). *Social mobility*. Polity.
- Hirtt, N., & Mottint, O. (2024). *Impact du quasi-marché scolaire sur l'équité des systèmes éducatifs européens*.
- Hox, J. J., Moerbeek, M., & Van De Schoot, R. (2017). *Multilevel Analysis : Techniques and Applications* (3e éd.). Routledge. https://doi.org/10.4324/9781315650982
- Låftman, S. B., Östberg, V., & Modin, B. (2017). School climate and exposure to bullying : A multilevel study. *School Effectiveness and School Improvement*, *28*(1), 153-164. https://doi.org/10.1080/09243453.2016.1253591
- Leckie, G., Pillinger, R., Jones, K., & Goldstein, H. (2012). Multilevel Modeling of Social Segregation. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, *37*(1), 3-30.
- Levels, M., Dronkers, J., & Kraaykamp, G. (2008). Immigrant Children's Educational Achievement in Western Countries : Origin, Destination, and Community Effects on Mathematical Performance. *American Sociological Review*, *73*(5), 835-853. https://doi.org/10.1177/000312240807300507
- Mayer, S. E. (2002). How Economic Segregation Affects Children's Educational Attainment. *Social Forces*, *81*(1), 153-176. https://doi.org/10.1353/sof.2002.0053
- Mislevy, R. J., Little, R. J. A., & Rubin, D. B. (1991). Statistical Analysis with Missing Data. *Journal of Educational Statistics*, *16*(2), 150. https://doi.org/10.2307/1165119
- Molina, A., & Cordoba, B. G. (2025). School Privatization and Socioeconomic Segregation : An International Comparison of Effects on Student Global Competence Using PISA 2018.

*International Journal of Education Policy and Leadership*, *21*(2), 35 pp-35 pp. https://doi.org/10.22230/ijepl.2025v21n2a1471

- OCDE. (2013). *Équité et qualité dans l'éducation : Comment soutenir les élèves et les établissements défavorisés*. OECD. https://doi.org/10.1787/9789264028050-fr
- OCDE. (2024). *L'évaluation de la performance des établissements scolaires au Maroc*. OECD. https://doi.org/10.1787/4f59bfc1-fr
- OCDE. (2025). *Résultats du PISA 2022 (Volume I) : Apprentissage et équité dans l'éducation*. Éditions OCDE. https://doi.org/10.1787/165f1d07-fr
- Palardy, G., Rumberger, R., & Butler, T. (2015). The Effect of High School Socioeconomic, Racial, and Linguistic Segregation on Academic Performance and School Behaviors. *Teachers College Record: The Voice of Scholarship in Education*, *117*(12), 1-52. https://doi.org/10.1177/016146811511701206
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods*. SAGE.
- Sacerdote, B. (2011). Peer Effects in Education : How Might They Work, How Big Are They and How Much Do We Know Thus Far? In *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 3, p. 249-277). Elsevier. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53429-3.00004-1
- Schlicht, R., Stadelmann-Steffen, I., & Freitag, M. (2010). Educational Inequality in the EU : The Effectiveness of the National Education Policy. *European Union Politics*, *11*(1), 29-59. https://doi.org/10.1177/1465116509346387
- Snijders, T. A. B., & Bosker, R. J. (2012). *Multilevel analysis : An introduction to basic and advanced multilevel modeling* (2. ed). SAGE.
- Stadelmann-Steffen, I. (2012). Education Policy and Educational Inequality—Evidence from the Swiss Laboratory. *European Sociological Review*, *28*(3), 379-393.
- Wu, M. (2005). The role of plausible values in large-scale surveys. *Studies in Educational Evaluation, Measurement, Evaluation, and Statistical Analysis*, *31*(2), 114-128. https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2005.05.005