



Efficacité économique de la réduction de la taille des classes

Maxime Fajeau, Université de Lille, Julien Grenet, Paris School of Economics,
Emma Laveissière et Orane Leonetti, CAE

La réduction de la taille des classes constitue un levier bien documenté pour améliorer les apprentissages des élèves, en particulier dans l'enseignement primaire. Ce *Focus* applique le cadre méthodologique de l'indice d'efficacité des dépenses publiques (EDP) à cette politique, afin d'en évaluer le rapport bénéfice-coût pour la collectivité. L'analyse porte sur le dédoublement des classes dans l'éducation prioritaire, tout en considérant les effets potentiels d'une diminution générale de la taille des classes dans les premier et second degrés.

L'indice EDP permet de mesurer la rentabilité sociale d'une politique publique en rapportant les gains qu'elle génère à son coût net pour les finances publiques. Dans le cas de la taille des classes, il repose sur une chaîne de transmission reliant la réduction du nombre d'élèves par classe à l'amélioration des compétences scolaires, puis à l'augmentation des revenus futurs. Les paramètres utilisés sont issus d'évaluations rigoureuses mobilisant des variations expérimentales ou quasi expérimentales, ainsi que des données administratives françaises sur les trajectoires scolaires et salariales.

Les résultats mettent en évidence une forte rentabilité de la politique dans l'enseignement primaire, où l'indice EDP indique que le dédoublement est autofinancé à long terme. Au collège, l'effet estimé sur les apprentissages est plus incertain, mais l'indice reste largement supérieur à 1, traduisant un gain social net pour chaque euro investi. Ces résultats confortent la pertinence de poursuivre les efforts engagés dans le premier degré, tout en appelant à des expérimentations ciblées pour mieux documenter les effets dans le second degré.

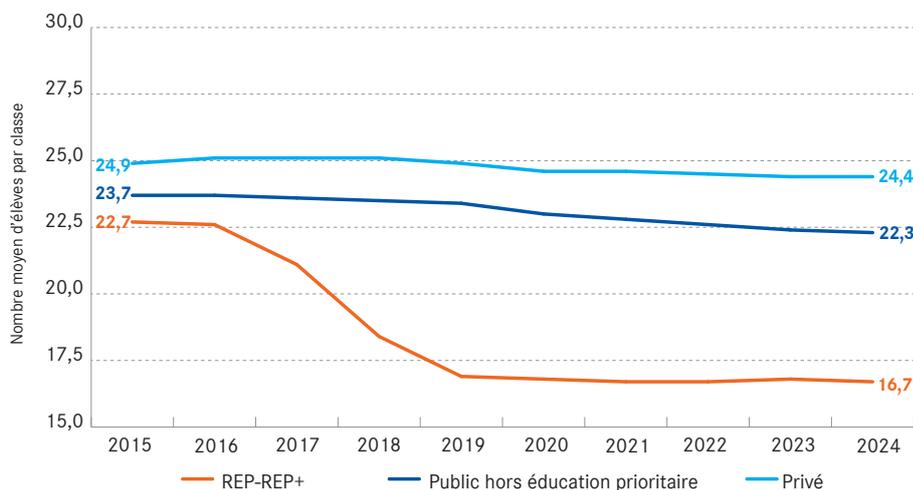
Contextualisation

En France, la mise en œuvre de la politique de réduction de la taille des classes dans l'éducation prioritaire s'inscrit dans le prolongement d'une littérature scientifique démontrant les effets bénéfiques des classes de petite taille, en particulier dans les premières années de scolarité (Bouguen et al., 2017). Ce constat a nourri l'idée selon laquelle une réduction ciblée des effectifs pouvait constituer un levier efficace pour réduire les inégalités scolaires.

Initiée en 2017 avec le dédoublement de 2 500 classes de CP en réseau d'éducation prioritaire renforcé (REP+), la politique de réduction de la taille des classes dans l'éducation prioritaire a progressivement été étendue à l'ensemble des classes de CP et CE1 des écoles REP et REP+, puis, à partir de 2020, aux classes de grande section de maternelle de ces mêmes réseaux. Cette réforme a permis une diminution substantielle du nombre moyen d'élèves par classes dans les écoles élémentaires de l'éducation prioritaire (figure 1) : entre la rentrée 2015 et la rentrée 2024, la taille moyenne des classes, toutes sections confondues, y est passée de 22,7 à 16,7 élèves, soit une diminution de 6 élèves par classe.

En dehors de l'éducation prioritaire, la baisse continue des naissances depuis 2010 a également conduit à une diminution progressive du nombre d'élèves par classe. En l'absence d'un ajustement proportionnel du nombre d'enseignants, cette évolution démographique s'est traduite par une réduction mécanique de la taille des classes. Entre 2015 et 2024 le nombre moyen d'élèves par classe dans l'élémentaire public hors éducation prioritaire est ainsi passé de 23,7 à 22,3.

Figure 1. Évolution du nombre moyen d'élèves par classe dans l'enseignement élémentaire



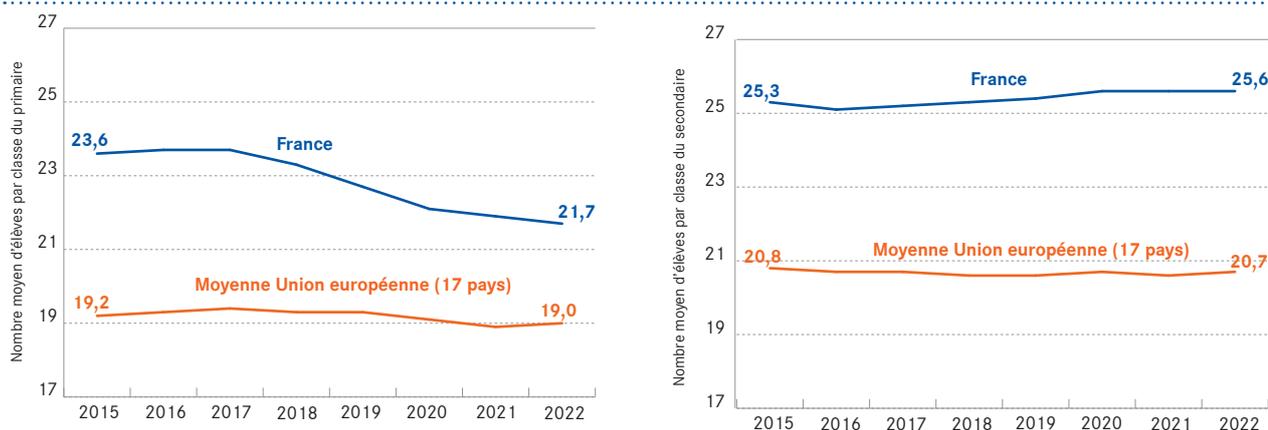
Champ : écoles publiques et privées sous contrat, hors ULIS. Source : Evain (2024, 2025).

Malgré cette dynamique, la France continue de se distinguer par une taille des classes élevée au regard des standards internationaux (figure 2). À la rentrée 2024, le nombre moyen d'élèves par classe dans le premier degré s'établit à 21,7 en France, contre une moyenne de 19,0 dans les 17 autres pays de l'Union européenne pour lequel les données sont disponibles. L'écart est encore plus marqué dans le second degré : les collèges français comptent en moyenne 25,6 élèves par classe, contre 20,7 dans les autres pays de l'UE¹.

Au-delà de la taille des classes, le taux d'encadrement – mesuré par le nombre moyen d'élèves par enseignant – constitue un autre indicateur permettant de rendre compte des conditions d'accueil des élèves. Sur ce plan également, la France se situe au-dessus de la moyenne européenne : dans les collèges, on y dénombre en moyenne 15 élèves par enseignant, soit quatre de plus que la moyenne de l'UE (11). Les pays affichant les taux d'encadrement les plus favorables sont la Norvège et la Grèce, avec environ 8 élèves par enseignant au collège. L'Allemagne affiche quant à elle un ratio proche de la France.

¹ Il convient toutefois de nuancer l'interprétation des comparaisons internationales de la taille des classes dans le second degré. Contrairement au primaire, où la structure pédagogique est plus uniforme, l'enseignement au collège comprend souvent des temps d'instruction en sous-groupes, ce qui rend plus difficile une mesure de la taille effective des classes.

Figure 2. Taille des classes en primaire et au collège : comparaison France-UE



Champ : France et 17 pays de l'UE pour lesquelles les données sur la taille des classes sont disponibles depuis 2015 (Allemagne, Autriche, Danemark, Espagne, Estonie, Finlande, Grèce, Hongrie, Italie, Lettonie, Lituanie, Pologne, Portugal, République tchèque, Slovaquie, Slovénie, Suède). **Source :** OCDE (2024a).

Ces constats invitent à s'interroger sur l'opportunité de poursuivre ou d'amplifier une politique de réduction de la taille des classes en France. Une telle réflexion suppose de répondre à deux questions essentielles : les classes réduites constituent-elle un levier efficace pour améliorer les performances scolaires et la réussite à long terme des élèves ? Et quelles seraient les retombées collectives, susceptibles de justifier leur coût pour les finances publiques ?

Ce *Focus* vise à apporter des éléments de réponse en s'appuyant sur l'évaluation de l'impact du dédoublement des classes en REP/REP+ sur les résultats scolaires et les revenus futurs des élèves. Ce dispositif constitue une forme particulièrement visible et ciblée de réduction des effectifs, ce qui en fait un terrain privilégié pour une évaluation rigoureuse. Par ailleurs, l'ampleur de la réduction induite – un passage de classes classiques à des groupes de 12 élèves – est cohérente avec les travaux de la littérature scientifique, qui s'appuient généralement sur des variations importantes de la taille des classes pour identifier son impact causal sur la réussite des élèves.

L'objectif est double : d'une part, fournir une estimation robuste de l'efficacité de cette politique ciblée ; d'autre part, utiliser ce cas concret comme point d'appui pour éclairer les effets potentiels d'une politique plus large de réduction des effectifs par classe.

Rappel du principe et de la méthode de calcul de l'indice d'efficacité des dépenses publiques (EDP)

Un *Focus* méthodologique spécifique² présente en détail le calcul de l'indice d'efficacité des dépenses publiques, également connu sous le nom de *Marginal Value of Public Funds (MVPF)* dans la littérature internationale. Cet indice offre une mesure standardisée de la rentabilité sociale d'une politique publique, en rapportant les bénéfices qu'elle génère à son coût net pour les finances publiques (Hendren et Sprung-Keyser, 2020 ; 2022).

L'EDP est défini comme le rapport entre le bénéfice social total pour les bénéficiaires et le coût net de la politique pour l'État, c'est-à-dire le coût brut diminué des recettes fiscales ou économies budgétaires qu'elle engendre à court ou à long terme (par exemple via une hausse des revenus imposables ou une baisse des dépenses sociales futures). La formule est la suivante :

$$EDP = \frac{\Delta B}{\Delta C - \Delta E}$$

où :

² Fajeau M., Grenet J., Landais C. et Laveissière E. (2025) : « L'indice d'efficacité de la dépense publique appliqué à l'internat d'excellence de Sourduin », *Focus* n° 111, CAE, mai.

- ΔB désigne l'ensemble des bénéfices sociaux retirés par les bénéficiaires de la politique, qu'ils soient directs (transferts monétaires, revenus plus élevés, amélioration des conditions de travail, etc.) ou indirects (augmentation de la productivité globale, réduction de la criminalité, civisme, etc.);
- ΔC représente le coût de déploiement de la politique pour l'État, c'est-à-dire l'ensemble des dépenses nécessaires à sa mise en œuvre;
- ΔE représente les recettes fiscales supplémentaires générées par la politique, à travers par exemple l'augmentation des revenus des bénéficiaires.

Cette méthode permet de mesurer le « retour sur investissement » (« *bang for the buck* ») d'une intervention publique en rapportant les bénéfices sociaux générés au coût réel supporté par les finances publiques. Un indice supérieur à 1 signifie que la politique génère un bénéfice net pour la société pour chaque euro public investi.

L'indice EDP constitue un outil d'aide à la décision particulièrement utile pour guider l'allocation des ressources publiques car il permet de comparer l'efficacité relative de politiques très diverses, indépendamment de leur nature ou de leur champ d'action. Conçu pour appréhender l'efficacité à long terme, il prend en compte le fait que les retours sur investissement public – notamment en matière d'éducation – peuvent mettre plusieurs années à se matérialiser. Contrairement à l'approche traditionnelle de l'analyse coût-bénéfice, où les économies futures sont comptabilisées dans les bénéfices globaux, l'EDP les intègre dans le calcul du coût net. Cette différence méthodologique permet à l'EDP d'identifier les situations dites Pareto-améliorantes, où la politique génère un gain net pour la société sans léser aucun individu. Cependant, il est important de rappeler que cet indice n'a pas vocation à se substituer au débat démocratique sur les décisions de politiques publiques : il doit être considéré comme un outil de clarification des choix et un levier de meilleure répartition des ressources en fonction des priorités collectives.

Application de l'EDP à la politique de dédoublement des classes

Bénéfice social du dédoublement des classes (ΔB)

Les politiques éducatives, qu'elles consistent à revoir les contenus enseignés, à améliorer la qualité de l'enseignement ou à adapter l'organisation scolaire, ont pour objectif commun de renforcer les compétences des élèves. Elles participent ainsi à la formation du capital humain (Becker, 1964), qui conditionne la productivité future des individus et, par conséquent, leur niveau de revenu sur le marché du travail. Si les bénéfices de l'éducation excèdent largement le seul rendement salarial – en influant sur des dimensions aussi diverses que la santé, l'engagement civique ou la criminalité –, ce dernier reste cependant un indicateur central du bénéfice social³, dans la mesure où le lien causal entre réussite scolaire et niveau revenu est bien documenté (Card, 1999). La littérature académique montre par ailleurs que les effets des politiques éducatives sur les revenus futurs tendent à être positivement corrélés à leurs effets sur d'autres dimensions du bien-être. Cela confère au revenu une fonction de synthèse utile pour mesurer l'impact social global d'une politique éducative. Dans ce cadre, le gain salarial attendu peut être interprété comme une première mesure de la disposition à payer ou à soutenir une telle politique.

Pour quantifier le bénéfice social du dédoublement des classes, cinq paramètres sont nécessaires :

L'effet de la politique sur les compétences scolaires (θ)

L'impact d'une politique éducative sur les acquis des élèves est le plus souvent évalué à partir de leurs résultats à des tests standardisés. Dans le cas de la taille des classes, l'enjeu méthodologique majeur consiste à identifier un effet causal, indépendamment des biais de sélection qui peuvent affecter la composition des classes. C'est pourquoi les estimations mobilisées ici reposent sur des variations expérimentales ou quasi expérimentales du nombre d'élèves par classe, issues des travaux de recherche en économie.

L'impact de la taille des classes sur les performances scolaires des élèves a fait l'objet d'une abondante littérature scientifique. Afin de neutraliser les biais de sélection qui faussent la comparaison entre petites et grandes classes, les études les plus rigoureuses méthodologiquement s'appuient sur l'expérimentation randomisée STAR menée dans le Tennessee en 1986 (Krueger, 1999; Krueger et Whitmore, 2001; Chetty et al., 2011), où les élèves ont été répartis

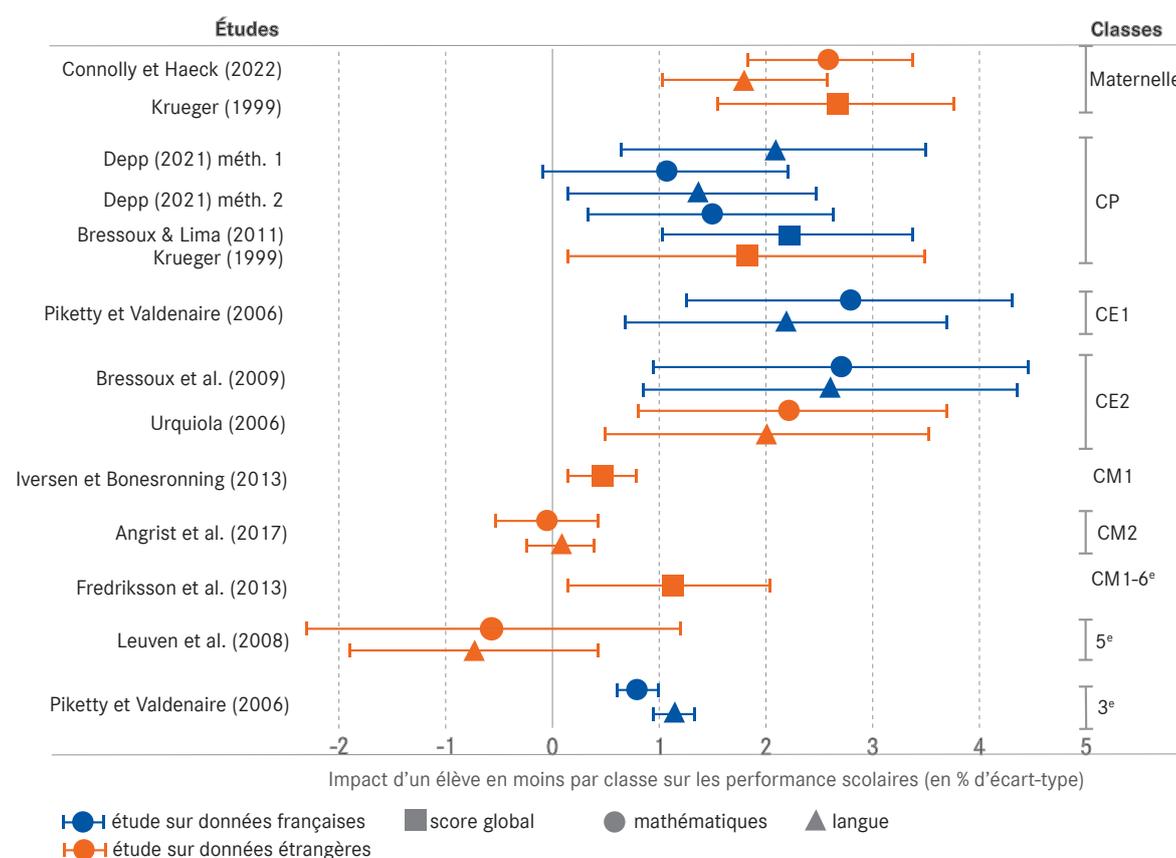
³ Fajeau M., Grenet J. et Laveissière E. (2025) : « L'effet des compétences scolaires sur les salaires futurs », Focus n° 112, CAE, mai.

Efficacité économique de la réduction de la taille des classes

aléatoirement dans des classes de taille différente, ou des analyses exploitant les seuils d'ouverture de classes comme source de variation exogène⁴.

Dans leur très grande majorité, ces travaux mettent en évidence des effets statistiquement significatifs de la taille des classes sur les apprentissages dans l'enseignement primaire (figure 3). Pour faciliter la comparaison entre contextes – le dédoublement ne correspondant pas toujours à la même variation d'effectifs –, il est courant d'exprimer les effets estimés en points d'écart-type de la distribution des scores aux évaluations standardisées (voir encadré 1), pour un élève en moins par classe. En moyenne, une réduction d'un élève par classe est associée à une amélioration des résultats scolaires comprise entre 1,5 % à 2,5 % d'un écart-type pour une année scolaire, avec des effets qui tendent à être plus marqués pour les élèves issus de milieux défavorisés. L'évaluation menée par le ministère de l'Éducation nationale sur le dédoublement des classes de CP en REP+ (DEPP, 2021) s'inscrit dans cette fourchette, avec un gain moyen de 1,62 % d'écart-type par élève en moins⁵. Cette valeur est retenue ici comme estimation centrale du paramètre θ pour le calcul de l'indice EDP associé au dédoublement des classes en primaire.

Figure 3. Méta-analyse de l'impact de la taille des classes sur les performances scolaires



Lecture : D'après l'étude de Krueger (1999), une réduction d'un élève par classe en CP est associée à une amélioration des performances de 1,8 % d'un écart-type. **Notes :** Les effets sont exprimés en pourcentage d'écart-type du score observé (mathématiques, langues ou score global), pour chaque élève en moins dans une classe pendant une année scolaire. Un coefficient positif indique un effet bénéfique de la réduction de la taille des classes sur les résultats des élèves. Les symboles représentent l'effet estimé (carré : score global; cercle : mathématiques; losange : langue) et les barres horizontales indiquent les intervalles de confiance à 95 %. Les études s'appuyant sur des données françaises apparaissent en bleu foncé. **Sources :** les références complètes des études sont fournies dans la bibliographie.

⁴ Angrist et Lavy, 1999; Angrist et al., 2019; Bressoux et al., 2009; Bressoux et Lima, 2011; Browning et Heinesen, 2007; Chetty et al., 2001; Connolly et Haeck, 2022; DEPP, 2021; Fredriksson et al., 2013; Iversen et Bonesrønning, 2013; Leuven et al., 2008; Piketty et Valdenaire, 2006; Urquiola, 2006.

⁵ Deux méthodes distinctes ont été mobilisées par la DEPP (2021) pour évaluer l'impact du dédoublement des classes de CP en REP+ sur les acquis des élèves un an après l'entrée en vigueur du dispositif. La première compare l'évolution des scores en français et en mathématiques entre le début et la fin du CP pour les élèves scolarisés en REP+ à celle d'un groupe témoin d'élèves inscrits dans des écoles REP similaires mais non concernées par la réforme. La seconde méthode compare l'évolution des performances en début de CE1 des élèves de REP+ ayant bénéficié du dédoublement des classes en CP, par rapport à la cohorte précédente (non exposée), selon une approche en double différence avec le groupe non exposé à la réforme. Les résultats montrent des effets significatifs du dédoublement sur les acquis des élèves : selon la méthode 1, une amélioration de 14 % d'un écart-type en français et de 12 % en mathématiques (Tableau 4.7 colonnes 2 et 4); selon la méthode 2, un effet estimé à 9 % d'un écart-type en français (Tableau 4.12, colonne 2) et 9 % en mathématiques (Tableau 4.13, colonne 2). L'étude montre que la politique a conduit à une réduction moyenne de 6,8 élèves par classe de CP dans les écoles REP+ par rapport au groupe témoin (Tableau 4.3). Rapportés à un élève en moins par classe, ces résultats impliquent des effets de 2,1 % d'un écart-type en français et de 1,8 % en mathématiques selon la méthode 1, et des effets de 1,3 % d'un écart-type dans les deux matières selon la méthode 2. La moyenne de ces quatre estimations aboutit à un effet combiné de 1,62 % d'un écart-type par élève en moins par classe.

Encadré 1. Interpréter les tailles d'effet dans les études sur l'éducation

Dans la recherche en éducation, les effets des interventions éducatives sont généralement exprimés en unités d'écart-type. Cette mesure permet de comparer des résultats obtenus dans des contextes différents en les ramenant à une échelle standardisée. L'écart-type mesure la dispersion des résultats autour de la moyenne : indiquer qu'une intervention produit un effet de 0,2 écart-type (ou 20 % d'un écart-type) revient à dire que, en moyenne, les élèves concernés ont obtenu des scores supérieurs de 0,2 écart-type à ceux du groupe témoin.

Le tableau ci-dessous propose d'interpréter concrètement les tailles d'effet exprimées en unités d'écart-type, en les traduisant en gains de centiles. Cela permet de visualiser à quel point une intervention éducative peut faire progresser un élève dans la distribution des performances :

| Taille des effets | Interprétation ^a |
|-------------------|---|
| 0,10 écart-type | Du 50 ^e au 54 ^e centile |
| 0,20 écart-type | Du 50 ^e au 58 ^e centile |
| 0,30 écart-type | Du 50 ^e au 62 ^e centile |
| 0,40 écart-type | Du 50 ^e au 66 ^e centile |
| 0,50 écart-type | Du 50 ^e au 69 ^e centile |

Dans la littérature empirique, on considère généralement un effet inférieur à 0,05 écart-type comme faible, un effet compris entre 0,05 et 0,20 comme modéré, et un effet supérieur ou égal à 0,20 comme important^b. Ces seuils tiennent compte du fait que, dans le domaine éducatif, les effets observés dans le cadre d'évaluations rigoureuses (expérimentations ou quasi-expérimentations) sont souvent plus modestes que dans d'autres secteurs des politiques publiques.

^a Cette interprétation suppose une distribution normale.

^b Kraft M. (2020) : « Interpreting Effect Sizes of Education Interventions », *Educational Researcher*, 49(4), p. 241-253.

Au-delà des effets mesurés à court terme sur les performances scolaires, plusieurs études ont mis en évidence des retombées significatives à long terme. Elles montrent qu'une réduction de la taille des classes au primaire est associée à une probabilité accrue d'accéder à l'enseignement supérieur (Krueger et Whitmore, 2001 ; Chetty et al., 2011), ainsi qu'à des revenus plus élevés à l'âge adulte (Fredriksson et al., 2013).

Les études sur les effets de la taille des classes dans l'enseignement secondaire sont moins nombreuses que pour le primaire et leurs résultats tendent à faire apparaître des effets plus modestes. En France, l'analyse conduite par Piketty et Valdenaire (2006) montre qu'une réduction d'un élève par classe en 3^e améliore les performances au diplôme du brevet de 0,80 % d'un écart-type en mathématiques et de 1,14 % en français, soit un effet moyen combiné de 0,97 % d'un écart-type. C'est cette valeur que nous retenons pour le paramètre θ ans le calcul de l'indice EDP du dédoublement des classes au collège.

Il convient toutefois de ne pas interpréter le paramètre θ comme un effet marginal constant, c'est-à-dire comme si le passage de 22 à 21 élèves avait le même impact que celui de 12 à 11. Une telle interprétation supposerait une linéarité de la relation entre la taille des classes et les performances scolaires, ce que la littérature infirme. En effet, les travaux récents – notamment Connolly et Haeck (2022) – montrent que l'effet marginal d'un élève en moins tend à croître à mesure que la taille de la classe diminue. Dans ce contexte, le paramètre θ doit être compris comme une interpolation linéaire de l'effet global observé dans un scénario de dédoublement complet, typiquement le passage d'une classe de 22 à 11 élèves. Plutôt que de modéliser une simple réduction marginale (de 22 à 21 élèves, par exemple), nous adoptons ici une approche fondée sur l'évaluation du dédoublement, car elle correspond aux estimations disponibles dans la littérature et évite de faire des hypothèses structurelles sur la forme (probablement non linéaire) de la fonction d'effet.

Concrètement, dans un scénario de dédoublement partant d'une situation où la taille moyenne des classes est de 22 élèves, chaque élève bénéficie d'une réduction d'effectif de $\Delta n = 11$ élèves, ce qui génère un gain total sur ses performances égal à $\theta_{11} = \Delta n \times \theta$. Ce cadre permet d'intégrer l'effet cumulé du changement de structure pédagogique sans surinterpréter les résultats empiriques comme des effets unitaires constants.

Enfin, il est important de souligner que, quelle que soit l'approche retenue – réduction marginale ou dédoublement complet –, l'indice EDP reste inchangé, à condition de retenir l'hypothèse que la taille des classes est un jeu à somme nulle (voir discussion en Annexe). Cette hypothèse signifie que, pour un effectif d'élèves donné réparti dans un nombre fixe de classes, le score moyen agrégé des élèves ne varie pas en fonction de la configuration des classes : les gains

Efficacité économique de la réduction de la taille des classes

obtenus par certains élèves (dans des classes réduites) sont compensés par les pertes des autres (dans des classes plus chargées).

L'effet des compétences scolaires sur les salaires (δ)

Le paramètre δ mesure l'impact d'une amélioration des compétences scolaires sur les revenus salariaux futurs. Il permet de convertir les effets d'une politique éducative (comme le dédoublement des classes) sur les acquis scolaires en gains économiques individuels, en traduisant une variation des scores aux évaluations standardisées en pourcentage d'augmentation du revenu salarial à l'âge adulte.

Nous estimons ce paramètre à partir des données du Panel d'élèves du second degré – recrutement 1995, apparié avec l'enquête sur l'entrée dans la vie active (EVA) 2005-2012, seules sources disponibles en France permettant de croiser des données éducatives précoces (collectées par la DEPP) avec des informations détaillées sur les caractéristiques socio-économiques des parents, le suivi scolaire et la situation professionnelle à l'entrée dans la vie adulte. À partir de ces données, nous estimons qu'une augmentation d'un écart-type des performances aux évaluations nationales de 6^e est associée à une amélioration de 9,5 % du revenu salarial à l'âge adulte, soit $\delta = 0,095$ ⁶.

Le taux marginal moyen d'imposition (τ)

Le paramètre τ représente le taux marginal d'imposition applicable aux revenus du travail, incluant l'ensemble des prélèvements obligatoires : cotisations sociales (employeur et salarié, hors cotisations retraite), CSG, CRDS, et impôt sur le revenu⁷. Il est exprimé en proportion du salaire super-brut, c'est-à-dire le coût du travail pour l'employeur (salaire brut augmenté des cotisations sociales employeur).

Nous excluons volontairement les cotisations retraite du calcul de τ , dans la mesure où celles-ci constituent un revenu différé, reversé aux bénéficiaires au moment de la retraite, et ne représentent donc pas une ressource nette pour les finances publiques⁸.

Le paramètre τ est calculé comme suit :

- Selon les données les plus récentes de l'OCDE, le taux marginal moyen d'imposition s'élève en France à 58,17 % du salaire superbrut pour un célibataire sans enfant ([OCDE, 2024b](#), Tableau 3.6).
- L'OCDE indique par ailleurs que le taux moyen de cotisations employeur s'appliquant au salaire brut est de 36,3 %⁹. La relation entre le salaire superbrut et le salaire brut est donc la suivante : salaire superbrut = $(1 + 36,3 \%) \times$ salaire brut.
- Le taux global de cotisations retraite (régime de base + régime complémentaire) pour les employeurs et les salariés est de 25,74 % en fonction du salaire brut. Pour exprimer ce taux en fonction du salaire superbrut, il faut donc faire le calcul suivant : $25,74 \% / (1 + 36,3 \%) = 18,9 \%$

Finalement, en retranchant la part des cotisations retraite (18,9 %) du taux marginal global d'imposition (58,17 %), on obtient un taux marginal moyen d'imposition hors cotisations retraite de 39,27 % du salaire superbrut.

Valeur actualisée des salaires futurs (w_e)

Les bénéfices sociaux du dédoublement des classes sont ici mesurés à travers l'augmentation des salaires perçus par les bénéficiaires à l'âge adulte. Ces revenus étant perçus tout au long de la vie active, il est nécessaire de les actualiser à l'âge auquel la politique commence à produire ses effets, autrement dit à l'âge d'exposition (noté e).

⁶ Pour le détail méthodologique de l'estimation, voir Fajean M., Grenet J. et Laveissière E. (2025) : *Focus* n° 112, *op. cit.*

⁷ Nous retenons le taux marginal d'imposition du revenu, car il permet de mesurer la part des gains salariaux supplémentaires captée par l'État sous forme de prélèvements obligatoires. À la différence du taux moyen d'imposition, qui rapporte l'ensemble des prélèvements au revenu total, le taux marginal reflète l'imposition effectivement appliquée à une variation de revenu, ce qui est pertinent dans le cadre d'une politique publique qui a pour effet d'accroître les revenus individuels.

⁸ Strictement parlant, cette affirmation n'est valable que sous l'hypothèse de neutralité actuarielle des régimes de retraite, c'est-à-dire lorsque les droits à pension acquis sont équivalents, en valeur actualisée, aux cotisations versées (Legros, 1996). Nous retenons ici cette hypothèse, à des fins de simplification du calcul de l'indice EDP.

⁹ Ce taux est calculé en appliquant le taux moyen des cotisations employeurs exprimées en proportion du salaire superbrut (26,6 % - voir [OCDE, 2024b](#), Tableau 1.2) au salaire superbrut moyen (83 034 € d'après le Tableau 1.2) avant de diviser le résultat par le salaire brut moyen (60 922 € d'après le Tableau 1.3).

Nous notons w_e la valeur actualisée des salaires futurs dans le scénario contrefactuel, c'est-à-dire les revenus que les bénéficiaires auraient perçus en l'absence de dédoublement des classes. Cette somme est actualisée à l'âge e , correspondant à l'âge théorique d'exposition à la politique: 6 ans pour le primaire, 11 ans pour le collège. La vie active est supposée commencer à 23 ans et se terminer à 64 ans.

La formule utilisée est la suivante :

$$w_e = \sum_{a=23}^{64} \frac{p(a) \cdot w(a)}{(1+r)^{a-e}}$$

Où :

- e est l'âge d'exposition à la politique (6 ou 11).
- $p(a)$ est la probabilité d'être en emploi à chaque âge a . Elle est estimée à partir des données de l'enquête Emploi, ce qui permet de tenir compte des interruptions de carrière.
- $w(a)$ est le salaire annuel super-brut en fonction de l'âge a , qui est estimé à partir des données issues des Déclarations annuelles de données sociales (DADS).
- r est le taux d'actualisation, qui est fixé à 3 %, conformément aux conventions retenues par [Chetty et al. \(2011\)](#) et [Hendren et Sprung-Keyser \(2020\)](#).

Sous ces hypothèses, la valeur actualisée des revenus futurs est estimée à $w_6 = 441\,356$ € (actualisée à 6 ans, pour le primaire) et $w_{11} = 482\,282$ € (actualisée à 11 ans, pour le collège).

Bénéfice social par élève du dédoublement des classes (ΔB)

En combinant ces différents paramètres, le bénéfice social ΔB se calcule de la manière suivante :

$$\Delta B = \Delta n \cdot \theta \cdot \delta \cdot w_e (1 - \tau)$$

Cette équation traduit la chaîne de transmission entre la réduction de la taille des classes et les gains économiques pour les élèves bénéficiaires. Chaque élève voit ses compétences scolaires augmenter de $\Delta n \cdot \theta$, soit l'effet cumulé d'une réduction de Δn élèves dans sa classe, multiplié par l'impact marginal θ d'un élève en moins sur les compétences. Cette amélioration des acquis se traduit ensuite par une hausse attendue de ses revenus futurs, via le paramètre δ , qui mesure l'effet des compétences sur les salaires. La somme actualisée des revenus sur la vie active (w_e) permet de prendre en compte la distribution temporelle de ces gains. Enfin, le facteur $(1 - \tau)$ permet d'exprimer le gain net perçu par l'individu, une fois les prélèvements obligatoires (hors cotisations retraite) déduits.

En appliquant cette formule aux paramètres présentés précédemment, le bénéfice par élève d'une année passée dans une classe dédoublée est estimé à 4 538 € en primaire et à 3 509 € au collège.

Coût par élève de déploiement de la politique de dédoublement (ΔC)

Le coût par élève de mise en œuvre de la politique de dédoublement des classes peut être estimé en rapportant le coût d'un enseignant supplémentaire – nécessaire pour chaque classe dédoublée – au nombre d'élèves initialement présents dans la classe avant la mise en œuvre du dispositif. Cette approche permet de mesurer l'effort budgétaire unitaire requis pour diviser par deux les effectifs d'une classe.

L'estimation du coût par élève repose sur la formule suivante :

$$\text{Coût} = \frac{w^{\text{ens}} (1 + \tau^{\text{ens}})(1 + c)}{n}$$

Où :

- w^{ens} désigne le salaire brut annuel d'un enseignant. Selon la [DEPP \(2024a\)](#), il s'élevait en 2022 à 36 672 € dans le premier degré et à 42 072 € dans le second degré (Tableau 2 p. 333).
- τ^{ens} correspond au taux de cotisations employeur, exprimé en proportion du salaire brut, incluant les cotisations sociales hors retraite et les cotisations finançant les pensions futures des enseignants. Le taux officiel de pensions civiles des fonctionnaires de l'État est aujourd'hui fixé à 78,28 %, mais il comprend une part

Efficacité économique de la réduction de la taille des classes

importante de subvention d'équilibre destinée à couvrir la compensation démographique, soit l'écart du ratio démographique du régime à celui du pays, qui explique qu'il soit très supérieur au taux en vigueur dans le secteur privé (15,3 %). Pour une approche plus réaliste du coût des pensions des enseignants, nous retenons à titre alternatif le taux de 34,65 %, qui est celui appliqué aux agents de la fonction publique territoriale et hospitalière (CNRACL), dont le taux est défini de façon plus proche du coût actuariel des pensions des agents concernés¹⁰. En rapportant l'ensemble des cotisations employeur applicables aux fonctionnaires de l'État, auquel on ajoute taux de cotisation retraite retenu (34,65 %), au salaire brut des enseignants¹¹, on obtient un taux de cotisation τ^{ens} de 45,94 % dans le premier degré et 43,35 % dans le second degré. Cela conduit à un coût complet annuel de 53 520 € pour un enseignant du premier degré et de 60 311 € pour un enseignant du second degré¹².

- c est une majoration pour les coûts fixes non salariaux induits par le dédoublement (logistique, locaux), exprimée en proportion du coût total d'un enseignant. Faute de données budgétaires permettant d'estimer précisément ces coûts dans le cadre de la politique de dédoublement des classes en REP et REP+, nous l'estimons partir des informations fournies par la DEPP sur la structure de la dépense intérieure d'éducation (DEPP, 2024b, graphique p. 3). En rapportant la part des dépenses d'investissement dans la dépense d'intérieure d'éducation (8,5 % en 2022) à la part représentée par les rémunérations, charges et pensions des enseignants (48,8 %), nous obtenons une valeur estimée de 17,4 % (8,5 % / 48,8 %) pour ce paramètre.
- n désigne le nombre d'élèves par classe avant dédoublement, fixé à 22 pour le premier degré et 26 pour le collège.

À partir de ces paramètres, le coût par élève du dédoublement des classes en primaire est estimé à :

$$\text{Coût}_{\text{primaire}} = \frac{36\,672 \times (1+45,94\%) \times (1+17,4\%)}{22} = 2\,856 \text{ €}$$

De manière similaire, le coût par élève du dédoublement de classes au collège est estimé à :

$$\text{Coût}_{\text{collège}} = \frac{42\,072 \times (1+43,35\%) \times (1+17,4\%)}{26} = 2\,723 \text{ €}$$

Externalité fiscale par élève associée au dédoublement (ΔE)

Le paramètre ΔE représente l'externalité fiscale, c'est-à-dire les recettes supplémentaires pour les finances publiques générées par l'augmentation des revenus salariaux futurs des élèves bénéficiaires du dédoublement. En d'autres termes, il s'agit de la part des gains économiques individuels récupérée par l'État via les prélèvements obligatoires, du fait de l'effet positif de la politique sur les compétences scolaires.

Cette externalité est calculée à partir des mêmes composantes que celles utilisées pour le bénéfice social ΔB , mais en appliquant le taux marginal moyen d'imposition τ (hors cotisations retraite) :

$$\Delta E = \Delta n \cdot \delta \cdot \theta \cdot (\tau \cdot w_e)$$

En appliquant cette formule aux paramètres précédemment indiqués, l'externalité fiscale par élève est estimée à 2 934 € en primaire et à 2 269 € au collège.

¹⁰ Dans une note publiée en 2022, le Haut-Commissariat au Plan propose de retenir un taux de cotisation employeur et salarié de 28 % pour approcher un taux « normal », correspondant à ce que verserait l'État s'il n'abandonnait pas ses cotisations pour équilibrer le système des retraites. Cette hypothèse soulève toutefois deux limites : (1) elle ne prend pas en compte les avantages spécifiques offerts par le régime de retraite de la fonction publique, qui justifient un niveau de cotisation plus élevé que dans le privé ; (2) les assiettes de cotisation de ces deux régimes diffèrent, notamment en raison de l'exclusion des primes et indemnités dans la fonction publique, ce qui conduit mécaniquement à des taux plus importants pour assurer une couverture équivalente. Pour tenir compte de ces spécificités, nous retenons une hypothèse alternative plus prudente, fondée sur le taux de cotisation retraite qui s'applique aux agents de la fonction publique territoriale et hospitalière (CNRACL).

¹¹ Ces cotisations incluent : les cotisations obligatoires sur le traitement indiciaire brut, à savoir les cotisations maladie, maternité, invalidité et décès (9,70 %), allocations familiales (5,25 %), contribution solidarité autonomie (0,30 %), FNAL (0,50 %), le versement mobilité (en retenant un taux moyen de 1 %) ; la cotisation employeur au régime de retraite additionnelle de la fonction publique (5 % des primes et indemnités, plafonnée à 20 % du traitement indiciaire brut) ; et les cotisations retraites calculées en appliquant le taux de la CNRACL (34,65 %) au traitement indiciaire brut.

¹² Sur le calcul du coût complet des enseignants, voir le tableau en annexe 2.

Résultats et limites de l'exercice pour le cas du dédoublement

En combinant les expressions du bénéfice social (ΔB), du coût direct de la politique (ΔC) et de l'externalité fiscale (ΔE) par élève, on obtient la formule suivante pour l'indice EDP appliqué au dédoublement des classes dans le primaire et au collège :

$$EDP = \frac{\Delta n \cdot \delta \cdot \theta \cdot w_e (1 - \tau)}{\left(\frac{w^{ens} (1 + \tau^{ens}) (1 + c)}{n} \right) - \Delta n \cdot \delta \cdot \theta (\tau \cdot w_e)}$$

En appliquant cette formule aux paramètres retenus, on obtient les résultats suivants :

- $EDP_{\text{primaire}} = \text{infinie}$: dans le cas du premier degré, l'externalité fiscale générée par la politique est supérieure à son coût de mise en œuvre. Le dédoublement est donc autofinancé à long terme.
- $EDP_{\text{collège}} = 7,7$: au collège, chaque euro net investi dans le dédoublement génère un bénéfice social de 7,70 euros pour les bénéficiaires. La politique reste ainsi très rentable, bien qu'elle ne soit pas autofinancée à long terme.

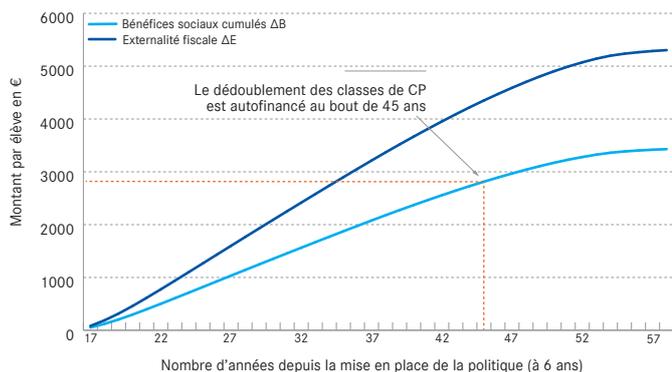
Ces résultats reflètent des effets pédagogiques plus importants du dédoublement dans le premier degré, où la relation entre taille des classes et acquisition des compétences est mieux établie que dans le second degré. Le gain individuel et l'externalité fiscale sont donc mécaniquement plus élevés.

Dans la mesure où les bénéfices sociaux des politiques éducatives se manifestent à long terme alors que leurs coûts sont supportés immédiatement lors de leur mise en œuvre, il est important de prendre en compte la dynamique temporelle des différentes composantes de l'indice EDP. Cela permet d'identifier à partir de quel horizon une politique devient rentable ou autofinancée.

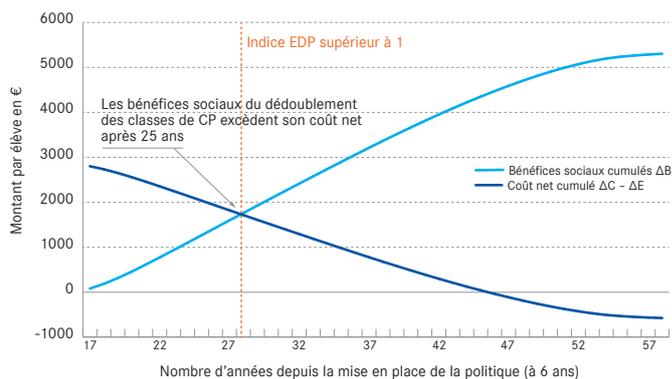
La figure 3 montre ces dynamiques dans le cas du dédoublement des classes au primaire. Le graphique du panel (a) montre, en fonction du nombre d'années écoulées depuis l'entrée en vigueur du dispositif, l'évolution des trois composantes de l'indice : les bénéfices sociaux cumulés (ΔB), le coût brut pour l'État (ΔC) et l'externalité fiscale induite (ΔE). On observe que l'externalité fiscale excède le coût brut au bout de 45 ans, ce qui signifie que la politique est autofinancée à cet horizon. Le graphique du panel (b) compare les bénéfices sociaux cumulés (ΔB) au coût net pour les finances publiques ($\Delta C - \Delta E$). Il montre que le dédoublement devient socialement rentable (au sens où $EDP > 1$, c'est-à-dire $\Delta B > \Delta C - \Delta E$) au bout de 28 ans.

Figure 3. Dynamique des composantes de l'indice EDP du dédoublement des classe au primaire

(a) Bénéfices sociaux (ΔB), coût de déploiement (ΔC) et externalité fiscale (ΔE)



(b) Bénéfices sociaux (ΔB) et coût net ($\Delta C - \Delta E$)



Notes : Le panel (a) montre l'évolution des trois composantes de l'indice EDP du dédoublement des classes au primaire, en fonction du nombre d'années écoulées depuis le déploiement de la politique : les bénéfices sociaux cumulés (ΔB), le coût brut pour l'État (ΔC) et l'externalité fiscale générée (ΔE), afin d'identifier le moment où la politique devient autofinancée ($\Delta E > \Delta C$). Le panel (b) compare l'évolution des bénéfices sociaux cumulés (ΔB) avec celle du coût net pour la puissance publique ($\Delta C - \Delta E$), afin d'identifier à partir de quand la politique devient socialement rentable ($EDP > 1$).

Efficacité économique de la réduction de la taille des classes

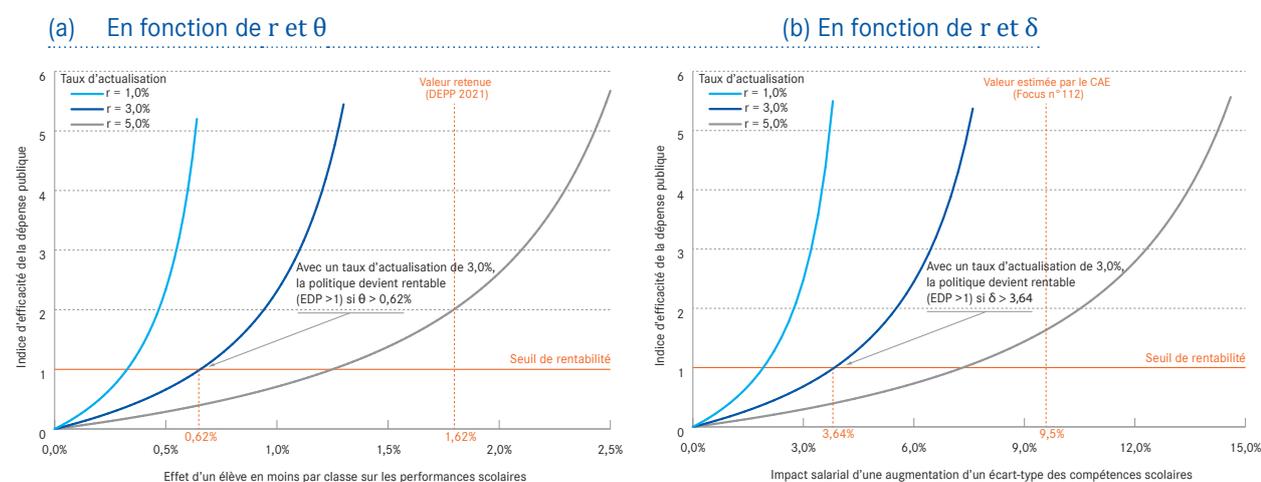
L'analyse qui précède se concentre sur deux paramètres clés de la chaîne de transmission : l'effet d'un élève en moins par classe sur les compétences scolaires (θ), et l'effet de ces compétences sur les salaires futurs (δ). L'indice reste supérieur à 1 – ce qui signifie que la politique est rentable du point de vue de la société – tant que les conditions suivantes sont vérifiées (à autres paramètres constants) :

| Degré d'enseignement | θ : effet d'un élève en moins sur les compétences scolaires (en écart-type) | δ : impact des compétences scolaires sur les salaires futurs |
|----------------------|--|---|
| Primaire | 0,62 % | 3,64 % |
| Collège | 0,46 % | 4,48 % |

Ces seuils demeurent inférieurs aux valeurs généralement estimées dans la littérature, qui identifie le plus souvent l'effet d'un élève en moins sur les compétences scolaires supérieur à 1 % d'écart-type (θ) et un effet des compétences scolaires sur les salaires futurs supérieur à 9,5 % (δ). Ce constat est particulièrement robuste pour l'enseignement primaire, où les études expérimentales et quasi expérimentales sont nombreuses. En revanche, les résultats sont plus incertains pour le collège, du fait d'un corpus d'études plus restreint et de résultats plus hétérogènes. Certaines recherches ([Angrist et al., 2019](#); [Leuven et al., 2008](#)) trouvent en effet des effets non significatifs, ce qui invite à interpréter l'EDP du dédoublement des classes au collège avec prudence.

Plus généralement, la [figure 4](#) analyse la sensibilité de l'indice EDP du dédoublement des classes au primaire au taux d'actualisation (r) et aux paramètres retenus pour l'impact d'un élève en moins par classe sur les compétences scolaires (θ) et le rendement salarial des compétences scolaires (δ). Les graphiques présentés montrent que, même en adoptant un taux d'actualisation élevé ($r = 5\%$), la politique demeure rentable pour des valeurs des paramètres θ et δ inférieures à celles généralement retenues dans la littérature.

Figure 4. Sensibilité de l'indice EDP de la taille des classes aux paramètres r (taux d'actualisation), θ (impact d'un élève en moins par classe sur les performances scolaires) et δ (rendement salarial des compétences scolaires)



Notes : Le panel (a) présente la valeur de l'indice EDP du dédoublement des classes de CP au primaire en fonction de l'impact d'un élève en moins par classe sur les performances scolaires (paramètre θ), pour différentes valeurs du taux d'actualisation (r), en maintenant constant le rendement salarial des compétences scolaires (paramètre δ), fixé à 9,5 % conformément à l'estimation retenue dans le [Focus n° 112](#) ; le panel (b) réalise le même exercice, cette fois en faisant varier la valeur du paramètre δ , tout en maintenant le paramètre θ à sa valeur estimée dans le présent [Focus](#) (1,62 %).

Il convient toutefois de souligner que l'indice EDP calculé ici ne prend pas en compte l'ensemble des retombées positives d'une réduction de la taille des classes, et constitue donc une estimation conservatrice de la rentabilité sociale de la politique. En particulier, plusieurs externalités positives de la réduction de la taille des classes ne sont pas intégrées dans le calcul : par exemple, les effets potentiels de long terme sur la réduction de la criminalité, induits par un niveau d'éducation plus élevé, ou encore l'amélioration des conditions de travail des enseignants, rendue possible par des classes moins chargées. Ces dimensions qualitatives sont régulièrement mises en avant dans les enquêtes internationales. Ainsi, d'après les résultats de l'enquête Talis 2018 menée par l'OCDE, 87 % des professeurs des écoles en France considèrent que la réduction de la taille des classes devrait constituer une priorité en cas d'augmentation du budget alloué à l'Éducation nationale, faisant de cette mesure la plus fréquemment citée par les enseignants du primaire ([DEPP \(2021\) : Note d'information n° 21.34](#)).

Conclusion

Le dédoublement des classes constitue un cas d'étude privilégié pour appliquer le cadre méthodologique de l'indice d'efficacité de la dépense publique à une politique éducative empiriquement bien documentée.

Le calcul des indices EDP associés à cette politique en primaire et au collège montre qu'elle génère vraisemblablement un retour sur investissement élevé. Sous les hypothèses retenues, le dédoublement des classes en primaire produit une externalité fiscale supérieure à son coût de déploiement, ce qui en fait une politique autofinancée. Au collège, bien que le seuil d'autofinancement ne soit pas atteint, l'indice EDP reste nettement supérieur à un, traduisant un gain social supérieur à 7 euros par bénéficiaire pour chaque euro net investi par la puissance publique. La réduction de la taille des classes apparaît ainsi comme une politique à forte rentabilité sociale, en particulier dans le premier degré.

Cette évaluation, bien qu'incomplète car limitée aux gains salariaux individuels, confirme que la réduction ciblée des effectifs peut améliorer les trajectoires éducatives tout en renforçant les retombées collectives de l'investissement public. Elle ne prend pas en compte certaines externalités positives – notamment l'amélioration des conditions de travail des enseignants dans des classes moins chargées – qui pourraient encore amplifier les effets bénéfiques de la mesure.

Bien que la France ait amorcé une baisse des effectifs dans le premier degré – sous l'effet combiné de la politique de dédoublement en éducation prioritaire et de la baisse démographique – elle reste en retrait par rapport aux standards internationaux en matière de taille moyenne des classes et de taux d'encadrement. Les résultats de ce *Focus* plaident en faveur d'une mobilisation des marges budgétaires ouvertes par la baisse démographique pour poursuivre la réduction de la taille des classes là où les effets sont les mieux établis. Cela impliquerait, dans le premier degré, de prioriser les niveaux non encore couverts par le dédoublement dans les réseaux d'éducation prioritaire (petite et moyenne sections, CE2, voire CM1 et CM2). Hors éducation prioritaire, une politique ciblée pourrait également concerner les écoles accueillant les élèves les plus socialement défavorisés. Au collège, les effets attendus d'une réduction de la taille des classes restent plus incertains, ce qui justifie la mise en place d'une expérimentation ciblée sur un échantillon d'établissements. Une évaluation rigoureuse, menée dès la première année de mise en œuvre, permettrait de préciser le périmètre et l'intensité à envisager pour cette politique.

Bibliographie

- Angrist J., et Lavy V. (1999) : « [Using Maimonides' Rule to Estimate the Effects of Class Size on Scholastic Achievement](#) », *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), p. 533-575.
- Angrist J., et Lavy V. (2019) : « [Maimonides' Rule Redux](#) », *American Economic Review: Insights*, 1(3), p. 309-324.
- Becker G. (1964) : [Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education](#), Columbia University Press.
- Bouguen A., Grenet J. et Gurgand M. (2027) : « [La taille des classes influence-t-elle la réussite scolaire?](#) », *Note IPP* n° 28, Institut des politiques publiques.
- Bressoux P. Kramarz F., et Prost C. (2009) : « [Teachers' Training, Class Size and Students' Outcomes: Learning from Administrative Forecasting Mistakes](#) », *The Economic Journal*, 119(536), p. 540-561.
- Bressoux P., et Lima L. (2011) : « [La place de l'évaluation dans les politiques éducatives: le cas de la taille des classes à l'école primaire en France](#) », *Raisons éducatives*, 15.
- Browning M., et Heinesen E. (2007) : « [Class Size, Teach Hours and Educational Attainment](#) », *Scandinavian Journal of Economics*, 102(2), p. 415-438
- Card D. (1999) : « [The causal effect of education on earnings](#) », *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, p. 1801-1863.
- Chetty R. et al. (2011) : « [How Does Your Kindergarten Classroom Affect Your Earnings? Evidence from Project Star](#) [Get access Arrow](#) », *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), novembre, p. 1593-1660.
- Connolly M. et Haeck C. (2022) : « [Nonlinear Class Size Effects on Cognitive and Noncognitive Development of Young Children](#) », *Journal of Labor Economics*, 40(S1), p. 341-383.
- DEPP (2021) : « [Évaluation de l'impact de la réduction de la taille des classes de CP et CE1 en REP+ sur les résultats des élèves et les pratiques des enseignants](#) », document de travail n° 2021-E04.
- DEPP (2024a) : [Panorama statistique des personnels de l'enseignement scolaire 2023-2024](#), Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, ministère de l'Éducation nationale.
- DEPP (2024b) : [L'Éducation nationale en chiffres 2024](#), Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, ministère de l'Éducation nationale.
- Evain F. (2024) : « [Taille des classes du premier degré: une septième année de baisse consécutive](#) », Note d'information, n° 24.10, Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance.
- Evain F. (2025) : « [Taille des classes dans le premier degré: une huitième année de baisse consécutive dans les écoles publiques](#) », Note d'information, n° 25-01, Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance.
- Fredriksson P., Öckert B., et Oosterbeek H. (2013) : « [Long-Term Effects of Class Size](#) », *The Quarterly Journal of Economics*, 128(1), p. 259-285.
- Hendren N. et Sprung-Keyser B. (2020) : « [A Unified Welfare Analysis of Government Policies](#) », *The Quarterly Journal of Economics*, 135 (3), p. 1209-1318.
- Hendren N. et Sprung-Keyser B. (2022) : « [The Case for Using the MVPF in Empirical Welfare Analysis](#) », *NBER Working Paper* No. 30029.
- Iversen J., et Bonesrønning H. (2013) : « [Disadvantaged Students in the Early Grades: Will Smaller Classes Help Them?](#) », *Education Economics*, 21(4), p. 305-324.
- Kraft M. (2020) : « [Interpreting Effect Sizes of Education Interventions](#) », *Educational Researcher*, 49(4), p. 241-253.
- Krueger A. (1999) : « [Experimental Estimates of Education Production Functions](#) », *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2), p. 497-532.
- Krueger A. et Whitmore D. (2001) : « [The Effect of Attending a Small Class in the Early Grades on College-Test Taking and Middle School Test Results: Evidence from Project STAR](#) », *The Economic Journal*, 111(468), p. 1-28.
- Legros F. (1996) : « [Neutralité actuarielle et propriétés redistributives des systèmes de retraite](#) », *Economie et Statistiques*, n°s 291-292, p. 173-183.
- Leuven E., Oosterbeek H., et Rønning M. (2008) : « [Quasi-Experimental Estimates of the Effect of Class Size in Norway](#) », *Scandinavian Journal of Economics*, 110(4), p. 663-693.

OCDE (2024a): [Regards sur l'éducation 2024 : Les indicateurs de l'OCDE](#), Éditions OCDE, Paris

OCDE (2024b): [Les impôts sur les salaires 2024 \(version abrégée\): La fiscalité et le genre sous l'angle du deuxième apporteur de revenu](#), Éditions OCDE, Paris.

Piketty T. et Valdenaire M. (2006): [L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire dans les écoles, collèges et lycées français - Estimations à partir du panel primaire 1997 et du panel secondaire 1995](#), ministère de l'Éducation nationale.

Urquiola M. (2006): « [Identifying Class Size Effects in Developing Countries: Evidence from Rural Bolivia](#) », *The Review of Economics and Statistics*, 88(1), p. 171-177.

Annexe

Annexe 1. Peut-on extrapoler l'EDP du dédoublement à une réduction marginale de la taille des classes ?

Il est légitime de se demander si l'efficacité d'une réduction marginale de la taille des classes – comme le passage de 22 à 21 élèves – peut être évaluée à partir de l'EDP estimé pour un dédoublement complet. Sous quelles conditions ces deux approches produisent-elles des résultats comparables ?

Interprétation des effets estimés dans la littérature

La littérature académique estime généralement l'impact de la taille des classes à partir de variations impliquant des réductions substantielles du nombre d'élèves – en particulier dans le cadre de politiques le dédoublement des classes – plutôt qu'à partir de diminutions marginales (comme le passage de 22 à 21 élèves). Or, l'ampleur de la variation des effectifs diffère sensiblement d'une étude à l'autre : certaines portent sur un passage de 30 à 20 élèves, d'autres de 24 à 11, etc. Afin de rendre ces estimations comparables, il est d'usage de rapporter systématiquement les effets mesurés à une unité commune : l'effet d'un élève en moins. Cette normalisation facilite les comparaisons mais ne doit pas être interprétée littéralement : elle ne suppose pas que l'effet marginal soit constant quel que soit le niveau initial d'effectifs.

Par exemple, dans le cadre l'expérimentation STAR menée dans l'État du Tennessee en 1986, les élèves ont été affectés aléatoirement à des classes de petite taille (environ 15 élèves) ou de grande taille (environ 22 élèves), soit une différence moyenne de 7 élèves par classe. En comparant les performances des élèves de maternelle assignés aux deux types de classe, [Kruger \(1999\)](#) montre que ceux qui ont été affectés aux classes réduites ont obtenu des résultats supérieurs d'environ 20 % d'un écart-type aux évaluations standardisées par rapport à ceux affectés dans les grandes classes. Rapporté à un élève en moins, cela correspond à un effet moyen de 3 % d'un écart-type (0,20 / 7). Cet effet ne doit pas cependant être compris comme impliquant qu'une réduction d'un élève – de 22 à 21, puis de 21 à 20, etc. – génère à chaque fois une amélioration constante de 3 %. Il est plus vraisemblable que l'effet marginal croisse à mesure que la taille des classes diminue, comme le confirme une étude récente de [Connolly et Haeck \(2022\)](#). L'effet de 3 % doit ainsi être interprété comme une interpolation linéaire de l'effet sur l'intervalle allant de 22 à 15 élèves, et non comme une approximation d'un effet marginal constant.

Dédoublement vs réduction marginale de la taille des classes

Pour se conformer aux variations de la taille des classes qui ont été estimées dans la littérature, ce *Focus* évalue l'indice EDP associé à un dédoublement des classes – c'est-à-dire une réduction des effectifs de 22 à 11 élèves en primaire, et de 26 à 13 au collège – plutôt qu'une réduction marginale, comme passer de 22 à 21 élèves.

Cependant, d'un point de vue opérationnel, le dédoublement n'est pas la seule option envisageable : une politique éducative pourrait viser une diminution plus progressive des effectifs. Se pose alors une question importante pour la décision publique : l'EDP estimé dans un scénario de dédoublement peut-il être extrapolé à une réduction plus marginale de la taille des classes ?

On peut montrer que ces deux politiques – le dédoublement complet et la diminution marginale – ne sont équivalentes que sous une condition spécifique mais réaliste sur la forme de la relation entre la taille de la classe et les performances des élèves. Si l'on note y la performance d'un élève et n le nombre d'élèves dans la classe, cette relation doit vérifier la forme fonctionnelle suivante :

$$y = a + b/n \quad (\text{A.1})$$

où a et b sont deux constantes, avec $b > 0$.

Cette relation implique que les bénéfices d'une réduction d'un élève par classe sont d'autant plus importants que la taille initiale de la classe est faible : il s'agit donc d'une fonction non linéaire avec rendements marginaux croissants. Autrement dit, réduire une classe de 12 à 11 élèves produit un gain supérieur à celui obtenu en passant de 22 à 21.

Cette spécification présente en outre une propriété importante : elle garantit que la taille des classes constitue un « jeu à somme nulle ». Cela signifie que, pour un effectif d'élèves donné réparti dans un nombre fixe de classes, la

performance moyenne globale des élèves reste constante quelle que soit la répartition. Autrement dit, les gains des uns (dans des classes plus petites) sont exactement compensés par les pertes des autres (dans des classes plus chargées)

Sous cette hypothèse, on peut montrer que L'EDP d'une réduction marginale de la taille des classes est identique à celui d'un dédoublement, à coût égal. Pour illustrer ce résultat, considérons un cadre stylisé avec 21 classes de 22 élèves. On compare deux scénarios :

- **Politique A (dédoublement ciblé)** : on recrute un enseignant supplémentaire pour dédoubler l'une des 21 classes. Une seule classe est concernée, mais ses 22 élèves bénéficient du passage de 22 à 11 élèves.
- **Politique B (réduction marginale généralisée)** : on retire un élève dans chacune des 21 classes, permettant de constituer une 22^e classe de 21 élèves avec un enseignant supplémentaire. Tous les élèves bénéficient d'une réduction d'un élève dans leur classe (passage de 22 à 21).

Dans les deux cas, le coût est identique : un poste d'enseignant supplémentaire. Ce qu'il suffit alors de démontrer, c'est que le gain total agrégé sur les performances scolaires est le même dans les deux scénarios. Les deux politiques auront le même EDP, même si leur mode d'allocation des ressources (concentré vs diffus) est différent.

Indice EDP de la politique A (dédoublement ciblé). Dans ce scénario, le bénéfice de la politique est concentré sur les 22 élèves de la classe dédoublée. Ces élèves voient la taille de leur classe réduite de moitié, passant de 22 à 11 élèves. En supposant que la relation entre la performance individuelle (y) et la taille de la classe (n) suit la relation donnée par l'équation (A.1), le gain pour chaque élève peut être calculé comme la différence entre son score dans une classe de 11 et 22 élèves :

$$\Delta y|_{22 \rightarrow 11} = y(11) - y(22) = a + \frac{b}{0.5 \cdot n_0} - \left(a + \frac{b}{n_0} \right) = \frac{b}{n_0}$$

Comme 22 élèves bénéficient de cette amélioration, le gain total pour l'ensemble des bénéficiaires est égal à b .

Indice EDP de la politique B (réduction marginale généralisée). Dans ce second scénario, le bénéfice est réparti sur l'ensemble des élèves des 21 classes initiales. Chaque classe perd un élève, passant de 22 à 21 élèves. Une nouvelle classe de 21 élèves est créée, ce qui signifie que les 462 élèves (21×22) bénéficient chacun d'une réduction d'un élève dans leur classe. D'après l'équation (A.1), le gain pour chaque élève passant de 22 à 21 élèves est donné par :

$$\Delta y|_{22 \rightarrow 21} = a + \frac{b}{n_0 - 1} - \left(a + \frac{b}{n_0} \right) = \frac{b}{n_0 \cdot (n_0 - 1)}$$

Puisque 462 élèves bénéficient de ce gain, le bénéfice total est égal à b .

On retrouve donc le même gain total que dans la politique A. Cela signifie que, pour un même coût, les deux politiques (dédoublement ciblé vs réduction marginale généralisée) produisent le même bénéfice global en termes de performances scolaires. Leur indice EDP est donc identique.

Interprétation du paramètre θ et comparaison entre effets marginaux et effets globaux

Les effets de la taille des classes rapportés dans la littérature correspondent le plus souvent à des réductions substantielles des effectifs, comme dans le cas du dédoublement. Notons β l'effet global observé sur les performances d'un élève assigné à une classe dédoublée par rapport à une classe ordinaire.

Dans notre cadre théorique, où la performance moyenne d'un élève est modélisée par une fonction de la forme $y = a + b/n$, cet effet global s'écrit :

$$\beta = \left(a + \frac{b}{n_0/2} \right) - \left(a + \frac{b}{n_0} \right) = \frac{b}{n_0}$$

où n_0 est la taille de classe initiale (avant dédoublement).

Le paramètre θ utilisé dans le calcul l'indice EDP exprime cet effet « par élève en moins », en divisant l'effet total observé par la variation de la taille des classes (soit $n_0/2$ dans le cas d'un dédoublement). Cela implique que :

$$\theta = \frac{\beta}{n_0/2} = \frac{2b}{n_0^2}$$

Mais si l'on souhaite estimer l'impact marginal réel d'un élève en moins à partir de la valeur θ , sous l'hypothèse que la relation entre performances scolaires et taille des classes vérifie l'équation (A.1), il faut ajuster cette estimation pour tenir compte de la non-linéarité de la relation. L'effet marginal (passer de n_0 à $n_0 - 1$) s'écrit alors :

$$\Delta y|_{n_0 \rightarrow n_0 - 1} = \left(a + \frac{b}{n_0 - 1}\right) - \left(a + \frac{b}{n_0}\right) = \frac{b}{n_0(n_0 - 1)}$$

Pour retrouver cet effet marginal à partir du paramètre θ , il suffit de diviser ce dernier par $2(n_0 - 1)/n_0$. En effet :

$$\frac{\theta}{2(n_0 - 1)/n_0} = \frac{2b}{n_0^2} \times \frac{n_0}{2(n_0 - 1)} = \frac{b}{n_0(n_0 - 1)}$$

Dans notre exemple, en partant d'un effet θ estimé à 1,62 % d'un écart type (ce qui correspond à l'estimation moyenne par la DEPP de l'impact du dédoublement des classes de CP en REP + sur les performances scolaires, exprimé par élève en moins), le « vrai » effet marginal du passage de 22 à 21 élèves dans une classe s'obtient en ajustant θ à l'aide du facteur correctif évoqué ci-dessus :

$$\Delta y|_{22 \rightarrow 21} = \frac{\theta}{2(n_0 - 1)/n_0} = \frac{0,0162}{2 \times 21/22} \approx 0,0085$$

Autrement dit, réduire une classe de 22 à 21 élèves améliorerait en moyenne les performances de chaque élève de 0,85 % d'un écart-type, soit presque deux fois moins que l'estimation brute. Ce calcul permet de retrouver un effet global identique dans les deux scénarios :

- dédoubler une classe de 22 élèves entraîne un gain agrégé de performance égal à 22 élèves \times 11 élèves en moins \times 0,0162 \approx 3,9 écarts-types ;
- réduire d'un élève les effectifs de 21 classes de 22 élèves entraîne un gain agrégé de performance égal à 462 élèves \times 0,0085 \approx 3,9 écarts-types.

Ce raisonnement montre que les estimations issues de la littérature sur l'effet de la taille des classes doivent être interprétées avec prudence : elles ne traduisent pas un effet marginal constant, mais plutôt un effet moyen interpolé sur une plage de réduction importante. Néanmoins, sous l'hypothèse où la relation entre la taille des classes et les performances suit une loi en $1/n$, l'indice EDP d'une réduction marginale reste équivalent à celui mesuré dans le cadre d'un dédoublement.

Annexe 2. Calcul du coût complet d'un enseignant

| | | 1 ^{er} degré | 2 nd degré |
|---|-------------|-----------------------|-----------------------|
| Traitement indiciaire brut | | 2 678 € | 2 883 € |
| Primes | | 378 € | 623 € |
| Total brut mensuel | | 3 056 € | 3 506 € |
| Total brut annuel | | 36 672 € | 42 072 € |
| Cotisations | taux | | |
| MIS | 9,70 % | 260 € | 280 € |
| Allocations familiales | 5,25 % | 141 € | 151 € |
| CSA | 0,30 % | 8 € | 9 € |
| FNAL | 0,50 % | 13 € | 14 € |
| Versement mobilité | 1 % | 26,78 € | 29 € |
| ATI | 0,32 % | 9 € | 9 € |
| RAFP | 5 % | 19 € | 29 € |
| retraites CNRACL* | 34,65 % | 928 € | 999 € |
| Total cotisations | | 1 404 € | 1 520 € |
| taux de cotisation global en % du brut | | 45,94 % | 43,35 % |
| Coût employeur (mensuel) | | 4 460 € | 5 026 € |
| Coût employeur (annuel) | | 53 520 € | 60 311 € |

* Bien que le taux des cotisations retraite employeur applicable au traitement indiciaire brut des enseignants du secteur public soit officiellement de 78,28 %, ce taux comprend une part importante de subvention d'équilibre destinée à couvrir la compensation démographique, soit l'écart du ratio démographique du régime à celui du pays. Pour une approche plus réaliste du coût des pensions des enseignants, nous retenons à titre alternatif le taux de 34,65 %, qui est celui appliqué aux agents de la fonction publique territoriale et hospitalière (CNRACL), dont le taux est défini de façon plus proche du coût actuariel des pensions des agents concernés.



**conseil d'analyse
économique**

Le Conseil d'analyse économique, créé auprès du Premier ministre, a pour mission d'éclairer, par la confrontation des points de vue et des analyses de ses membres, les choix du gouvernement en matière économique.

Président délégué Xavier Jaravel

Secrétaire générale Hélène Paris

Conseillers scientifiques

Jean Beuve, Claudine Desrieux,
Maxime Fajeau, Arthur Poirier

Économistes/Chargés d'études

Nicolas Grimprel, Lucie Huang, Alice Lapeyre,
Emma Laveissière, Antoine Lopes

Membres Adrien Auclert, Emmanuelle Auriol,
Antoine Bozio, Sylvain Chassang, Anne Epaulard,
Gabrielle Fack, François Fontaine, Julien Grenet,
Maria Guadalupe, Fanny Henriot, Xavier Jaravel,
Sébastien Jean, Camille Landais, Isabelle Méjean,
Thomas Philippon, Xavier Ragot, Alexandra Roulet,
Katheline Schubert, Jean Tirole

Correspondants

Dominique Bureau, Anne Perrot, Aurélien Saussay,
Ludovic Subran

Toutes les publications du Conseil d'analyse
économique sont téléchargeables sur son site :
www.cae-eco.fr

ISSN 2971-3560 (imprimé)
ISSN 2999-2524 (en ligne)

Contact Presse Hélène Spoladore
helene.spoladore@cae-eco.fr – Tél. : 01 42 75 77 47