



Les effets de la participation obligatoire : les enseignements de la réforme de 1990

Elio Nimier-David, CREST-ENSAE, David Sraer, UC Berkeley, CAE
David Thesmar, MIT Sloan School of Management

Traditionnellement, la littérature économique a buté sur la question de l'évaluation des différents mécanismes de partage des profits. La raison principale est que, pour la plupart de ces mécanismes, il n'est pas aisé de trouver un groupe de contrôle, c'est-à-dire des entreprises comparables en tout point à l'exception du mécanisme de partage de la valeur ajoutée adopté. Les entreprises adoptant volontairement un mécanisme sont différentes par leur taille, leur dynamique de croissance passée et projetée, etc. Et les entreprises soumises à une obligation de partage peuvent également être soumises à d'autres obligations légales, ce qui aura pour conséquence de confondre l'effet de ces différentes réglementations.

L'analyse issue de l'étude¹ que nous présentons dans ce *Focus* évalue l'effet d'un mécanisme obligatoire – la participation – et se concentre sur une réforme permettant de construire un tel groupe de contrôle. En novembre 1990, le gouvernement Rocard modifie les conditions rendant la participation obligatoire : alors que le général de Gaulle avait fixé la limite à 100 salariés, seule obligation fixée à ce seuil, la réforme la fait passer à 50 salariés. Votée en novembre 1990, elle est mise en application en 1991². En exploitant la discontinuité réglementaire au seuil de 100 salariés avant cette date, nous évaluons les effets de la participation des salariés aux fruits de l'expansion des entreprises sur (a) les salaires, (b) les revenus, (c) la productivité des entreprises et (d) l'investissement via une analyse de *bunching* et de différence-de-différences.

¹ Nimier-David E., Sraer D. et Thesmar D. (2023) : « The Effects of Mandatory Profit-Sharing on Workers and Firms: Evidence from France », Working Paper.

² Loi 90-1002 du 7 novembre 1990.

Cadrage théorique : les effets de la participation obligatoire sur les décisions d'emploi et d'investissement des entreprises

Avant d'estimer empiriquement l'effet de la participation sur les entreprises et leurs salariés, il est utile de prédire théoriquement l'effet de la participation pour dériver des hypothèses empiriques claires. Pour ce faire, nous considérons un modèle de coût du capital. Ce modèle en équilibre partiel a deux périodes. Dans la première période, l'entreprise achète du capital k en empruntant de la dette d et en apportant des fonds propres $e=k-d$. Dans la deuxième période, l'entreprise embauche l travailleurs et génère des revenus $y=F(k,l)$. Les travailleurs reçoivent $wl+RSP$, où RSP (réserve spéciale de participation) correspond au montant total de la participation aux bénéfices imposée par la loi et w est leur salaire¹. L'entreprise rembourse également $(1+r_d)d$ aux créanciers, où r_d représente le taux d'intérêt de la dette. Le capital se déprécie et a une valeur résiduelle de $(1-\delta)k$. Enfin, l'entreprise est soumise à un taux d'imposition sur ses bénéfices comptables τ , de sorte qu'elle paie un impôt sur les sociétés de : $T=\tau.(y-wl-r_d.d-\delta.k- RSP)$ ².

Les actionnaires sélectionnent le montant de fonds propres à apporter, e , et le capital, k , afin de maximiser leur profit. Pour simplifier l'exercice, nous supposons que la structure du capital de l'entreprise est fixe : $\phi= e/k$, c'est-à-dire le ratio de capitaux propres sur actifs constant. Si r_e est le rendement attendu des capitaux propres, le fait que ϕ soit constant implique que r_e et r_d sont indépendants du niveau de capital k choisi. On peut alors définir $r=(1-\tau)r_d$ (d/k)+ r_e (e/k), le coût moyen pondéré du capital de l'entreprise, qui est également indépendant de k .

Pour analyser l'effet de la participation, nous faisons trois hypothèses supplémentaires. Premièrement, la RSP est donnée par la formule administrative : $\gamma ((1-\tau)(y-wl-r_d.d-\delta.k)- 0.05.e)$. Dans la formule officielle, γ a pour valeur $0,5(wl/y)$ mais pour simplifier nous supposons ici qu'elle est constante³. La deuxième hypothèse concerne l'incidence de la participation sur le salaire versé aux travailleurs. Nous faisons l'hypothèse que $w=w^*-\lambda(RSP/l)$, où w^* est le salaire que toucherait les salariés si l'entreprise ne versait pas de participation. Un λ positif correspond au cas où l'entreprise substitue la participation aux salaires (au moins partiellement). Un λ de 1 correspond au cas extrême où la participation n'augmente pas la rémunération totale des salariés car il y'a substitution totale. Finalement, nous faisons l'hypothèse que la participation n'améliore pas la productivité de l'entreprise, en cohérence avec les résultats empiriques.

Dans ce modèle, la valeur de l'entreprise pour les actionnaires devient :

$$V_e = \frac{(1-\tau) \left(\left(\frac{1-\gamma(1-\tau)}{1-\gamma\lambda(1-\tau)} \right) \{ F(k,l) - w^*l - \left(\delta + \frac{r}{1-\tau} \right) k \} - \phi \Delta \left(\frac{\gamma(1-\lambda)}{1-\gamma\lambda(1-\tau)} \right) k \right)}{1+r_e}$$

où $\Delta=r_e-0,05$ correspond à la différence entre le coût des fonds propres et le rendement de 5 % imposé dans la formule légale.

Cette équation nous permet de tirer deux conclusions utiles pour comprendre l'effet économique attendu du régime de participation en France :

Prédiction 1 : l'adoption de la participation obligatoire ne distord pas les décisions d'emploi des entreprises.

Comme l'équation ci-dessus le montre, les entreprises soumises à la participation vont simplement égaliser la productivité marginale du travail au coût salarial w^* . Intuitivement, la participation agit comme une taxe sur les surprofits (profits réalisés au-delà de 5 % des fonds propres) si bien que l'entreprise a toujours intérêt à les maximiser.

Prédiction 2 : une entreprise soumise à la participation fait face à un coût effectif du capital :

$$\rho = \underbrace{\delta + \frac{r}{1-\tau}}_{\text{coût d'usage standard}} + \underbrace{\phi \Delta \frac{\gamma(1-\lambda)}{1-\gamma(1-\tau)}}_{\text{distorsion}}$$

¹ Pour simplifier l'exposition, nous ne modélisons pas les charges sociales. Étant donné que la participation est exonérée de charges sociales, la participation pourrait réduire le coût marginal du travail et ainsi accroître l'emploi et l'investissement. Le modèle néglige cet effet.

² Les entreprises bénéficient d'un bouclier fiscal sur les amortissements et d'un bouclier fiscal sur la dette. De plus, la RSP peut être déduite du revenu imposable.

³ Cette hypothèse implique que les entreprises n'intériorisent pas le fait que la réduction des salaires conduit à baisser le montant de la participation. En principe, les entreprises pourraient donc essayer de manipuler la part des salaires dans la valeur ajoutée pour réduire la participation due. Cependant, l'analyse empirique montre que la participation obligatoire n'affecte pas la part du travail et nous pouvons donc négliger cet effet.

Le premier terme correspond au coût d'usage du capital traditionnellement obtenu dans ce genre de modèle, qui dépend du taux de dépréciation et du coût d'opportunité du financement de l'entreprise. Le deuxième terme vient de la distorsion induite par le fait que la formule définit les surprofits comme les profits au-delà de 5 % des fonds propres alors que le rendement espéré des fonds propres r_e peut être supérieur. Cette différence rend le capital moins profitable pour les actionnaires et peut donc conduire à une baisse de l'investissement relativement à un contrefactuel où l'entreprise n'est pas soumise à la participation.

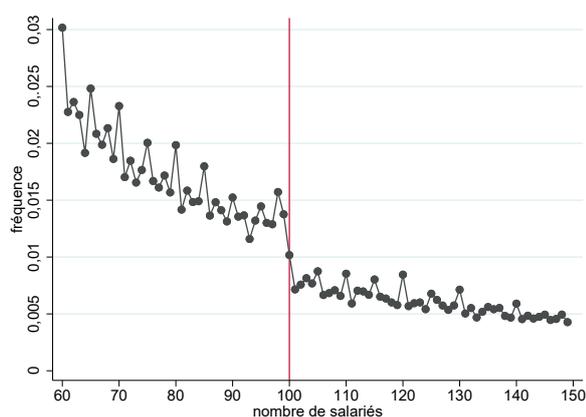
Empiriquement, il est aisé de montrer via une simple calibration que cette désincitation est minimale. La littérature financière⁴ suggère que le rendement espéré moyen des fonds propres r_e est autour de 10 %, que le taux de dépréciation δ est de 6 %, et que le coût moyen du capital r est d'environ 8,5 %. Au moment de la réforme, le taux d'impôt sur les sociétés était de 37 % et la part moyenne du travail dans la valeur ajoutée de 53 %. Le coût d'usage du capital « standard » (c'est-à-dire sans participation) calibré à partir de ces chiffres est de 19,4 %. La participation augmente ce coût d'usage de 0,37 point, soit moins de 2 % de hausse. Ce calcul suppose qu'il n'y a pas de substitution entre participation et salaire ($\lambda=0$). La distorsion induite par la participation sur l'investissement serait encore plus faible s'il y avait substitution entre participation et salaire ($\lambda>0$).

Analyse de *bunching* à 100 salariés : les entreprises perçoivent la participation comme un coût

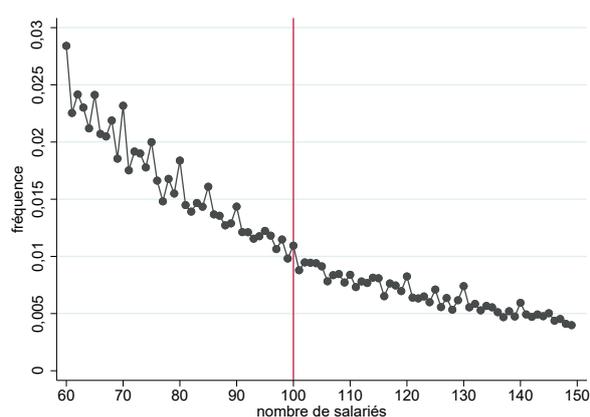
Si les actionnaires des entreprises ne peuvent pas baisser entièrement les salaires pour compenser la mise en place de la participation obligatoire ($\lambda < 1$ dans l'encadré théorique), la participation représente une perte nette de profits pour ces actionnaires. À la marge, certaines entreprises devraient alors décider de rester sous le seuil rendant la participation obligatoire malgré le manque à gagner induit par ce sous-emploi. À l'aide des données FICAS, qui rassemblent les liasses fiscales de toutes les entreprises déclarant sous le régime des bénéficiaires réels normaux, nous pouvons regarder comment la distribution de l'emploi autour du seuil de 100 salariés est affectée par la réforme de 1990. Il est important de noter que la participation est le seul mécanisme dont la mise en place se fait à ce seuil de 100 salariés.

Figure 1 : distribution de l'emploi autour de la réforme de 1990

Panel A : 1985-1989



Panel B : 1992-1997



La figure 1 montre clairement qu'avant la réforme de 1990, la distribution de l'emploi était caractérisée par une masse excessive à gauche du seuil de 100 salariés et une masse manquante d'entreprises à droite de ce seuil⁵. Après 1991, cette masse disparaît et la distribution de l'emploi redevient continue autour du seuil.

⁴ Gormsen N. et Huber K. (2022) : "Corporate Discount Rates", *Chicago Booth Working Paper*.

⁵ Pour définir l'éligibilité à la participation, l'effectif de l'entreprise est calculé tous les mois. La participation est obligatoire dès lors qu'un effectif de 100 salariés a été atteint, au cours de l'exercice considéré, pendant une durée de six mois au moins, consécutifs ou non. La définition de l'emploi utilisée dans la Figure 1 est celle reportée dans les liasses fiscales et correspond à la moyenne arithmétique des effectifs à la fin de chaque trimestre civil de l'exercice comptable. Cette différence de définition conduit à sous-estimer l'effet de la participation sur le *bunching* observé dans les données.

Il est possible de montrer – en analysant le salaire et les profits moyens par salarié reportés autour de ce seuil – que la masse excessive observée sur la période précédant la réforme correspond à un sous-emploi réel et non à un effet purement déclaratif. On peut de ce fait estimer à partir de la figure 1 qu'environ 1,5 % de l'emploi des entreprises ayant entre 85 et 120 salariés est détruit en raison du seuil d'implémentation de la participation à 100 salariés.

Cette analyse suggère que les entreprises ont du mal à échapper à l'obligation de verser de la participation, que cela soit via une baisse des salaires ou d'autres mécanismes d'évitement. La participation représenterait donc un coût net pour les actionnaires. Nous confirmons cette interprétation et approfondissons ce constat dans la section suivante.

Analyse en différence-de-différence

Stratégie d'identification

La réforme de 1990 peut également être évaluée en suivant le comportement des entreprises au cours du temps. Nous construisons trois groupes d'entreprises en fonction de leur emploi en 1989 et 1990 : (1) un groupe dit de traitement correspondant aux entreprises ayant entre 55 et 85 salariés (2) un premier groupe de contrôle comprenant les entreprises ayant entre 35 et 45 salariés (3) un deuxième groupe de contrôle rassemblant les entreprises ayant entre 120 et 300 salariés. Conceptuellement, le groupe de traitement correspond aux entreprises pour lesquelles la participation n'est pas obligatoire avant 1991 mais le devient à partir de 1991 ; le premier groupe de contrôle rassemble les entreprises pour lesquelles la participation n'est jamais obligatoire et le deuxième groupe de contrôle celles pour lesquelles la participation est toujours obligatoire. Cette classification n'est pas complètement exacte dans la mesure où l'emploi des entreprises avant 1989 et après 1990 peut être différent de leur emploi en 1989 et 1990 : par exemple, certaines entreprises ayant plus de 55 salariés en 1989 et 1990 peuvent avoir moins de 50 salariés après 1990 et n'être ainsi pas soumises à l'obligation de participation ; d'autres entreprises ayant plus de 120 salariés en 1989 et 1990 ont pu avoir moins de 100 salariés avant 1989 et donc ne pas avoir été toujours soumises à l'obligation de participation. Notre analyse s'inscrit donc dans le cadre d'une analyse de doubles différences avec intention de traiter.

Effets de la réforme de 1990 sur les montants versés au titre de la participation

Nos premières analyses empiriques mobilisent à nouveau les données FICAS. Nous commençons par vérifier que les entreprises du groupe de traitement sont effectivement contraintes par l'obligation de mise en place d'accord de participation suite à la réforme de 1990 relativement aux entreprises des deux groupes de contrôle. Les liasses fiscales contiennent un item « Participation des salariés aux résultats de l'entreprise » qui fournit le montant total versé au titre de la réserve spéciale de participation (RSP). Nous pouvons utiliser cet item pour calculer la fraction d'entreprises qui verse de la participation à leurs salariés. Le panel A de la figure 2 montre que la probabilité de verser de la participation pour les entreprises du groupe de traitement passe de 10 % avant la réforme à 40 % après la réforme. La probabilité de verser de la participation pour les entreprises des deux groupes de contrôle ne change pas significativement suite à la réforme de 1990 : elle reste faible autour de 10 % pour les petites entreprises n'ayant pas d'obligation de participation, et haute aux alentours de 50 % pour les grandes entreprises qui ont plus de chance d'y faire face⁶.

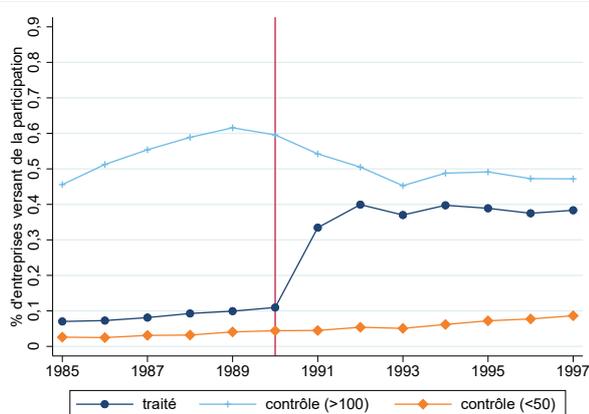
Bien évidemment, même pour les entreprises soumises à la participation obligatoire, la participation n'est versée que lorsque l'entreprise dégagne des surprofits. En se concentrant sur l'échantillon des entreprises qui en réalisent (panel B), le fait d'être dans le groupe de traitement prédit fortement l'obligation de verser de la participation suite à la réforme : leur probabilité de verser de la participation passe de façon abrupte de 10 % avant la réforme à près de 70 % un an après la réforme. Cette dernière n'est pas de 100 % pour trois raisons : 1) certaines entreprises du groupe de traitement passent en dessous du seuil de 50 salariés après la réforme et échappent ainsi à l'obligation de participation ; 2) notre mesure de surprofits estimée à partir des liasses fiscales ne correspond pas exactement à la définition légale ; 3) certaines entreprises ne respectent pas la législation. Empiriquement, cette dernière hypothèse n'est pas suffisante pour expliquer les résultats⁷.

⁶ Pour les grandes entreprises du groupe de contrôle, la probabilité de verser de la participation suit une tendance positive avant la réforme. Celle-ci s'explique principalement par le fait que la définition des groupes pour l'analyse empirique utilise seulement l'emploi de 1989 et 1990 (une proportion significative d'entreprises ayant plus de 120 salariés en 1989 et 1990 a moins de 100 salariés avant 1988 et n'a donc pas d'obligation de participation).

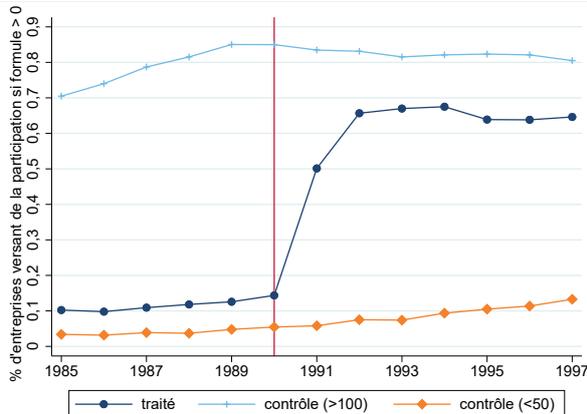
⁷ Les entreprises réalisant des profits exceptionnels mais ne payant pas de participation représentent seulement 3 % des entreprises de l'échantillon.

Figure 2 : Part des entreprises versant de la participation à leurs salariés

Panel A : toutes les entreprises



Panel B : entreprises avec des surprofits



La figure 2 confirme que notre stratégie génère des variations significatives dans la probabilité d'être soumis à l'obligation de participation. Ces variations nous permettent d'identifier les effets économiques de cette obligation sous une hypothèse identifiante : si la réforme n'avait pas eu lieu, les entreprises du groupe de traitement auraient connu une évolution comparable (en termes de masse salariale, profits, etc.) aux entreprises du groupe de contrôle. Le fait d'utiliser deux groupes de contrôles (petites et grandes entreprises) est un élément crucial de cette stratégie d'identification. Par exemple, il est possible que les entreprises de plus petite taille aient réagi différemment à la récession de 1993, ce qui pourrait biaiser notre estimation si nous comparions seulement les entreprises du groupe de traitement aux entreprises plus grandes ou plus petites. En revanche, lorsque nous comparons les entreprises du groupe de traitement aux deux groupes simultanément, les effets estimés ne peuvent pas être affectés par cet effet lié à la taille des entreprises.

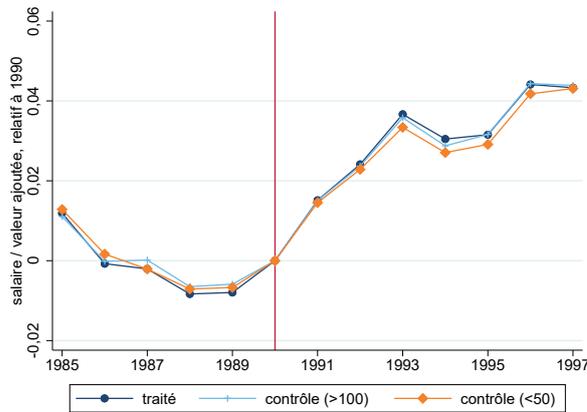
Effets de la participation sur la part des salaires et des profits dans la valeur ajoutée

Notre premier résultat concerne la part de la valeur ajoutée qui revient aux salariés. Le panel A de la figure 3 montre l'évolution de la masse salariale dans la valeur ajoutée pour les trois groupes d'entreprises (normalisée à 0 en 1990). On voit clairement que la part des salaires suit une évolution similaire dans les trois groupes d'entreprises, ce qui est confirmé par une analyse économétrique. Dans le panel B, nous analysons l'effet sur la part des revenus totaux des salariés (masse salariale + RSP) dans la valeur ajoutée. Le constat est différent. La part des revenus totaux des salariés augmente de près de 0,6 point de pourcentage pour les entreprises du groupe de traitement relativement aux deux groupes de contrôle. Ces dernières voient cette part évoluer de manière identique, ce qui valide notre stratégie empirique. La hausse de 0,6 point de pourcentage pour les entreprises du groupe de traitement est statistiquement significative. Cependant, ce chiffre sous-estime l'effet causal de la participation obligatoire car une partie non négligeable de nos entreprises du groupe de traitement n'y sont pas soumises car elles ne réalisent pas de surprofits.

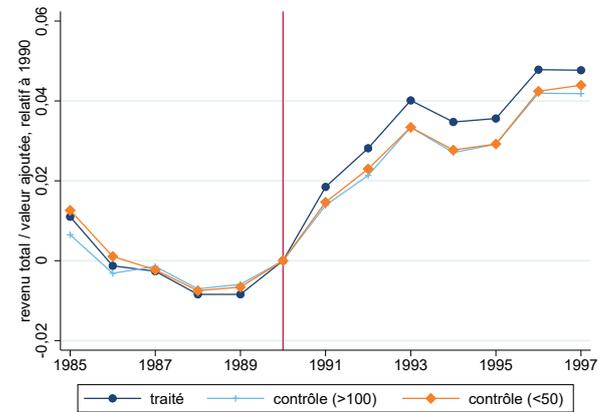
En utilisant une stratégie par variables instrumentales, nous estimons que la part des revenus totaux dans la valeur ajoutée des entreprises effectivement soumises au mécanisme de participation augmente significativement de près de 1,8 point de pourcentage, tandis que la part des salaires dans la valeur ajoutée n'est pas affectée. Cette analyse montre donc l'absence d'effet de substitution entre participation et salaire suite à l'obligation de mettre en place un accord de participation.

Figure 3 : Part des salaires et des revenus des salariés dans la valeur ajoutée

Panel A : part des salaires dans la valeur ajoutée



Panel B : part des revenus des salariés dans la valeur ajoutée

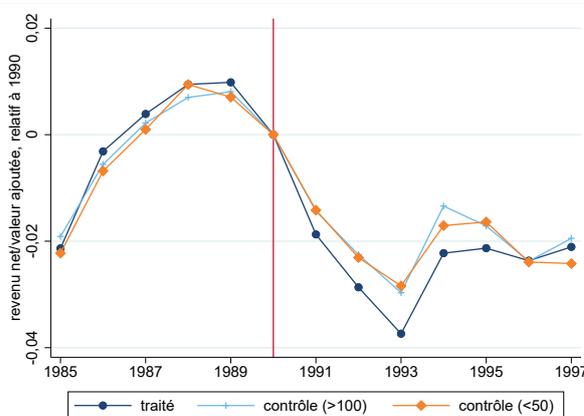


En l'absence d'effet négatif sur les salaires, il est logique que les profits, qui constituent les revenus des actionnaires, baissent suite à l'obligation de mettre en place un accord de participation. C'est ce que confirme le panel A de la figure 4, qui représente l'évolution de la part du résultat net comptable dans la valeur ajoutée pour les trois groupes d'entreprises (normalisée à 0 en 1990). On y voit clairement, dès 1991, un décrochage marqué des profits des entreprises du groupe de traitement relativement aux deux groupes de contrôle. En moyenne, pour toutes les entreprises du groupe de traitement, cet effet représente une baisse relative de 0,44 point de pourcentage de la part des profits dans la valeur ajoutée. En utilisant notre stratégie par variables instrumentales, nous montrons que la part du résultat net comptable dans la valeur ajoutée des entreprises effectivement soumises à l'obligation de participation baisse significativement de 1,4 point de pourcentage, soit environ 75 % de l'effet positif estimé sur la part des revenus des salariés. La différence entre ces deux effets provient d'une baisse légère mais significative de l'impôt sur les sociétés versé par les entreprises du groupe de traitement (panel B de la figure 4). Cette baisse est logique dans la mesure où les montants versés au titre de la RSP sont déductibles d'impôt sur les sociétés.

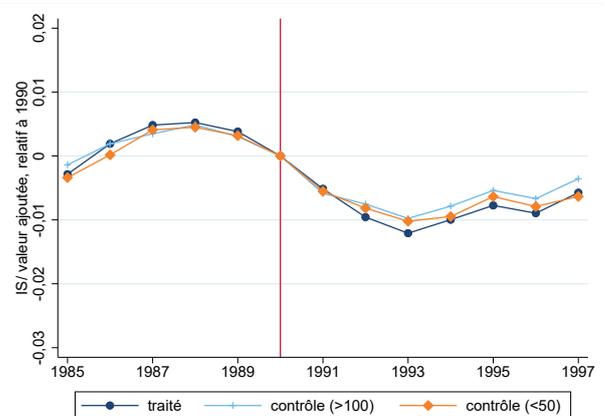
Au final, l'obligation de participation conduit, au niveau de l'entreprise, à une hausse nette de la part des revenus touchés par les salariés sans aucun effet sur la part des salaires. Cette hausse est cofinancée par l'État, qui subit une légère baisse de la part de l'impôt sur les sociétés dans la valeur ajoutée, et par les actionnaires, dont la part des profits dans la valeur ajoutée baisse significativement.

Figure 4 : part des profits et des impôts dans la valeur ajoutée

Panel A : part du résultat net comptable dans la valeur ajoutée



Panel B : part de l'impôt sur les sociétés dans la valeur ajoutée

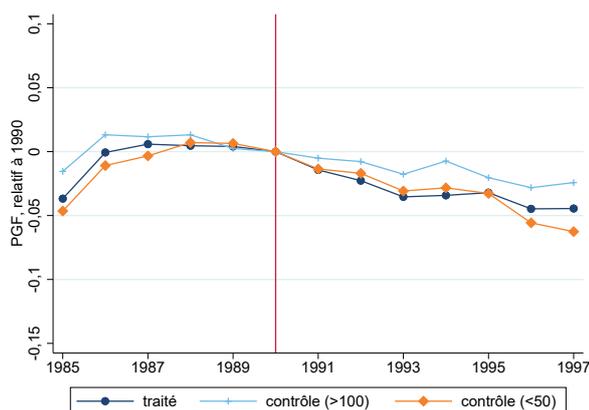


Effets réels de la participation

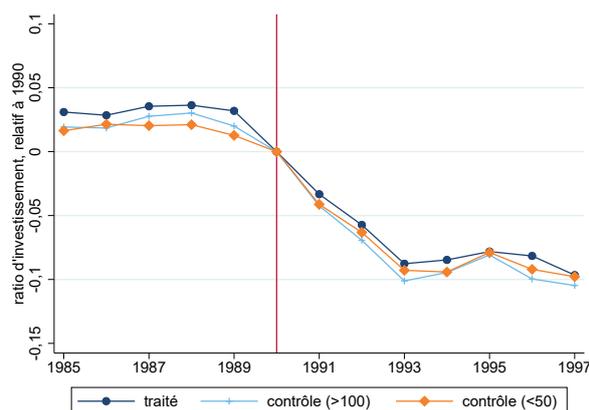
Notre analyse s'est pour l'instant confinée aux effets redistributifs du mécanisme de participation des salariés aux fruits de l'expansion de l'entreprise. Au-delà de cette redistribution, la participation peut affecter les entreprises de deux manières : 1) en fournissant des incitations plus fortes aux salariés, elle peut encourager une hausse de la productivité ; 2) si le rendement espéré des fonds propres de l'entreprise est supérieur aux 5 % implicites dans la formule de la RSP, la participation peut décourager l'investissement. La figure 5 examine ces deux possibilités.

Figure 5 : productivité et investissement

Panel A : productivité



Panel B : investissement



Le panel A considère l'effet de l'obligation de participation sur la productivité globale des facteurs (PGF) de l'entreprise, mesurée en utilisant la méthode d'Akerberg *et al.* (2015)⁸. Cette figure montre une évolution similaire de la PGF pour les trois groupes d'entreprises sur la période considérée, un résultat robuste aux multiples mesures alternatives de la PGF que nous considérons. La précision de l'estimation nous permet de conclure que la participation obligatoire n'affecte pas significativement la productivité des entreprises. Le panel B considère l'effort d'investissement des entreprises, mesuré comme le ratio de l'investissement en immobilisation normalisé par les immobilisations brutes. Comme pour la productivité, on voit clairement une évolution similaire des efforts d'investissement des entreprises des trois groupes considérés. L'analyse économétrique confirme en effet l'absence d'effet significatif de l'obligation de participation sur l'investissement. Ce résultat confirme la calibration proposée dans notre cadrage théorique : même si le rendement espéré des fonds propres pour l'entreprise est supérieur à 5 %, la distorsion sur le coût du capital créée par la participation semble effectivement trop faible pour décourager significativement l'investissement des entreprises.

Effets de la participation en fonction des qualifications

L'analyse ci-dessus révèle que l'obligation de mettre en place des accords de participation n'affecte pas la part des salaires mais augmente la part des revenus totaux dans la valeur ajoutée. Ce résultat, établi au niveau de l'entreprise, pourrait masquer des effets hétérogènes entre travailleurs de qualifications différentes. Par exemple, il est plausible que les salaires des salariés qualifiés soient plus flexibles que ceux des salariés moins qualifiés, si bien que la mise en place d'un accord de participation pourrait plus bénéficier aux salariés moins qualifiés (dont le salaire fixe s'ajuste moins) qu'aux salariés plus qualifiés (dont le salaire s'ajuste plus facilement).

Nous explorons cette possibilité dans le tableau 1 en utilisant les données employeurs-salariés du panel DADS (échantillon au 1/25^e). Nous comparons ces données avec les données d'entreprises exploitées dans les analyses précédentes. L'échantillon ainsi obtenu nous permet d'estimer un modèle linéaire qui projette le log du salaire horaire d'un salarié dans les DADS sur (a) ses caractéristiques individuelles (comme son âge, son sexe, son ancienneté et son expérience et leur carré) (b) un ensemble d'effets fixes (entreprise, secteur-année, département-année) (c) l'interaction de deux variables binaires : Traitement (qui vaut un si l'entreprise pour laquelle le salarié travaille appartient au groupe de traitement et zéro si elle appartient à un des deux groupes de contrôle) et Après (qui vaut un pour les individus observés à partir de 1991). Le coefficient estimé devant cette interaction (colonne 1 Tableau 1) nous permet d'estimer l'effet causal

⁸ Akerberg D. A., Caves K. et Frazer G. (2015) : « Identification properties of recent production function estimators », *Econometrica*, 83, p. 2411-2451.

de la réforme sur le salaire des individus. Ce coefficient (0,0022) est faible, et non significatif, confirmant les résultats établis au niveau des entreprises que la participation n'affecte pas les salaires. La colonne 4 reproduit la même analyse en utilisant le logarithme du revenu total (salaire plus participation) comme variable endogène⁹. Le coefficient positif (0,0117) et significatif au seuil de confiance de 1 % confirme que les revenus des salariés augmentent significativement de près de 1,2 % dans les entreprises du groupe de traitement à la suite de la réforme de 1990.

Nous analysons l'effet de la réforme sur les salariés de différentes qualifications en séparant les salariés en trois catégories : (a) les peu qualifiés (catégories socioprofessionnelles correspondant aux employés et ouvriers) (b) les individus à qualification moyenne (professions intermédiaires) et (c) les individus à haute qualification (cadres et chefs d'entreprise). Nous évaluons l'effet hétérogène de la réforme en fonction du niveau de qualification des salariés, en prenant pour catégorie de référence les salariés peu qualifiés. La colonne (2) du Tableau 1 montre ainsi l'effet estimé de la réforme sur le salaire des individus de qualification moyenne et haute relativement aux peu qualifiés. Le coefficient de -0,025, significatif au seuil de confiance de 10 %, montre ainsi que le salaire des individus hautement qualifiés baisse d'environ 2,5 %, relativement à celui des peu qualifiés. La colonne (3), qui contrôle pour les caractéristiques individuelles des salariés, confirme ce résultat. Les colonnes (5) et (6), qui explorent l'effet de la réforme sur le revenu total des salariés (salaire plus participation), montrent que les salariés les plus qualifiés ne bénéficient pas de la réforme de 1990 : l'effet positif de la participation est compensé par l'effet négatif sur le salaire, aboutissant à un effet nul sur le revenu total. En revanche, les salariés aux qualifications intermédiaires bénéficient pleinement de la participation obligatoire (l'effet estimé pour ces salariés n'est pas significativement différent de l'effet de base estimé dans les colonnes 1 et 4).

La réforme de 1990 semble donc avoir essentiellement bénéficié aux salariés avec une qualification faible ou moyenne. Une interprétation plausible de ce résultat est liée à la rigidité salariale certainement plus grande pour ces travailleurs, qui rend la substitution entre participation et salaire plus difficile.

Tableau 1 : Effet de la réforme de 1990 sur les salaires et revenus individuels

	log(salaire)			log(revenu total)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Traitement x Après	0.0022 (0.0035)	0.0028 (0.0031)	0.0047* (0.0028)	0.0117*** (0.0035)	0.0130*** (0.0031)	0.0150*** (0.0029)
Traitement x Après x Qualif. Moyenne		0.0000 (0.0083)	-0.0022 (0.0075)		-0.0001 (0.0084)	-0.0023 (0.0076)
Traitement x Après x Qualif. Haute		-0.0250* (0.0149)	-0.0262* (0.0135)		-0.0297** (0.0150)	-0.0301** (0.0136)
Contrôles individuels	No	No	Yes	No	No	Yes
EF entreprises	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
EF secteur x an	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
EF département x an	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R2 Adj.	0.32	0.56	0.63	0.32	0.56	0.63
Observations	436,970	436,970	436,335	436,820	436,820	436,186

Note : cette table présente les résultats d'une régression linéaire. La variable endogène correspond au log du salaire horaire d'un travailleur dans le panel DADS dans les colonnes 1, 2 et 3 et au log de la rémunération horaire totale (salaire horaire dans les DADS plus participation par heure travaillée calculée à partir de la RSP déclarée dans la liasse fiscale). Après est une variable binaire prenant la valeur de 1 pour les années à partir de 1991 et 0 sinon. Traitement est une variable binaire valant 1 quand l'entreprise pour laquelle le salarié travaille appartient au groupe de traitement et 0 sinon. Qualif. moyenne est une variable binaire qui vaut 1 pour les individus dont la catégorie socio-professionnelle reportée dans les DADS correspond aux professions intermédiaires. Qualif. haute est une variable binaire valant 1 pour les catégories professionnelles correspondant aux cadres ainsi qu'aux chefs d'entreprises. EF entreprises (secteur x an, et département x an) indique des effets fixes entreprises (respectivement secteur-année et département-année). Les contrôles individuels sont le sexe du salarié, son âge, l'âge au carré, son expérience et son expérience au carré, son ancienneté et son ancienneté au carré. Les erreurs sont clusterisées au niveau des entreprises. ***, ** et * indique que le coefficient est significativement différent avec un niveau de confiance de 1, 5 et 10 % respectivement.

⁹ Nous calculons la part de la participation touchée par chaque individu à partir du montant de la RSP observée au niveau de l'entreprise. Pour ce faire, nous utilisons la part du salaire de chaque individu dans les DADS relativement à la masse des salaires des individus de son entreprise observés dans l'échantillon, et appliquons les différents plafonds imposés par la loi.

Conclusion

Ce *Focus* évalue la réforme de 1990 du mécanisme de participation des employés aux fruits de la croissance des entreprises. Cette réforme fournit une expérience naturelle qui permet d'évaluer les effets causaux de la participation obligatoire sur la distribution de la valeur, la productivité et l'investissement des entreprises ainsi que sur les salaires individuels des employés. Nous montrons que la participation bénéficie intégralement aux salariés : leur salaire n'est pas affecté par l'obligation de participation et la part des revenus des salariés dans la valeur ajoutée augmente exactement du montant obligatoire de la participation. Cependant, notre analyse montre également que la participation obligatoire bénéficie moins aux salariés les plus qualifiés (ingénieurs, cadres) pour lesquels les salaires ont tendance à baisser pour compenser la hausse de revenus induite par la participation obligatoire. Le coût de la participation est essentiellement (sup)portée par les actionnaires, qui voient leur profit diminuer, et pour une plus faible partie par l'État dont les recettes d'impôt sur les sociétés baissent. Enfin, nous montrons que la participation obligatoire n'a pas d'effets réels sur les entreprises : l'investissement, comme la productivité, ne sont pas affectés.

Références bibliographiques

Akerberg D. A., Caves K. et Frazer G. (2015) : « Identification properties of recent production function estimators », *Econometrica*, 83, 2411-2451.

Gormsen N. et Huber K. (2022) : « Corporate Discount Rates », Chicago Booth Working Paper.

Nimier-David E., Sraer D. et Thesmar D. (2023): « The Effects of Mandatory Profit-Sharing on Workers and Firms : Evidence from France », Working Paper.



**conseil d'analyse
économique**

Le Conseil d'analyse économique, créé auprès de la Première 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 Camille Landais

Secrétaire générale Hélène Paris

Conseillers scientifiques

Jean Beuve, Claudine Desrieux,
Maxime Fajeau, Thomas Renault

Économistes/Chargés d'études

Floriane Jouy-Gelin, Madeleine Péron,
Pierre-Léo Rouat, Ariane Salem

Membres Emmanuelle Auriol, Antoine Bozio,
Sylvain Chassang, Anne Epaulard, Gabrielle Fack,
François Fontaine, Maria Guadalupe, Fanny Henriot,
Xavier Jaravel, Sébastien Jean, Camille Landais,
Isabelle Méjean, Thomas Philippon, Xavier Ragot,
Katheline Schubert, David Sraer, Stefanie Stantcheva,
Jean Tirole

Correspondants

Dominique Bureau, 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