

À QUI PROFITE LA FORMATION EN ENTREPRISE?

Jérôme LÊ(*)

(*)DARES, CREST-INSEE

Introduction

La littérature empirique sur la formation en entreprise s'est principalement intéressée à son impact sur les carrières salariales. Conformément à une idée répandue, les bénéfices de la formation semblent devoir être principalement tournés vers les salariés. Si des études sur les gains pour les entreprises existent bien (Cariou et Jeger 1997, Delame et Kramarz 1997), elles se heurtent généralement à des problèmes d'identification et ne traitent que rarement la problématique de l'impact sur les salaires. De ce fait, la question des rapports employeur/employés autour de la formation est relativement peu étudiée alors qu'elle est indispensable pour comprendre le niveau de formation dispensée par les entreprises et la valorisation pouvant en être faite par les salariés. Un raccourci méthodologique consiste à dire qu'étudier les gains de salaires reviendrait à mesurer les gains de productivité (Dearden, Reed et Van Reenen 2005). Or, s'ils se reflètent effectivement l'un l'autre, les gains de salaire ne sont jamais qu'une *part* des gains de productivité. La capacité des salariés à valoriser leurs formations dépend de nombreux paramètres comme le contexte concurrentiel, le contenu des connaissances acquises et le mode de négociation au sein de l'entreprise. Au delà de la distinction classique entre capital humain général et spécifique, la formation peut être considérée comme un actif dont le rendement dépend d'une relation de collaboration qui perd une partie de sa valeur en cas de rupture de ce lien. Elle est donc soumise à des risques d'opportunisme post-contractuels et implique une négociation sur le partage de ses gains (*hold up*, Williamson 1994, Malcomson 1997).

Le but de ce papier est de déterminer dans quelle mesure les entreprises reversent les gains de productivité de la formation à leurs salariés. De ce point de vue, il s'inscrit dans la lignée des travaux de Dearden, Reed et Van Reenen (2005), Aubert, Crepon et Zamora (2008) et Ballot, Fakhfakh et Taymaz (2006) qui étudient simultanément gains de productivité et de salaires. On cherche ici à comprendre les déterminants de ce partage et dans quelle mesure chacun d'eux joue. On exploite pour cela un panel non cylindré sur la période 1994-2007 constitué à partir de l'appariement de données salariales et d'entreprises. L'avantage par rapport aux études précédentes est de ne

pas se limiter à de petits échantillons (quelques centaines d'observations) portant essentiellement sur de grandes entreprises. Nos résultats montrent que le mécanisme de partage de rente (ou effet spécifique) explique en grande partie l'impact observé sur les salaires. Ce partage se ferait au niveau de l'entreprise et non individuel, ce qui expliquerait pourquoi, alors que les études trouvent des taux de partage généralement élevés, de l'ordre de 30 à 50%, les salariés déclarent rarement observer un lien entre formation et salaire au niveau individuel.

Le papier s'organise de la manière suivante : la première partie revient sur les éléments de réponse à la question du partage dans la littérature ; la seconde est consacrée à la construction du modèle théorique ; la troisième détaille les problèmes et les méthodes d'estimation ; la quatrième expose les résultats obtenus pour différentes spécifications.

1 Revue de littérature

1.1 Formation en entreprise et contexte concurrentiel

Becker (1964) est le premier à donner un élément de réponse à la question du partage des gains de productivité. Si on distingue les connaissances générales des connaissances spécifiques alors les gains dus aux premières doivent être intégralement reversés au salarié. Dans le cas contraire, sur un marché en concurrence parfaite, celui-ci trouvera un nouvel employeur ou se fera « braconner » (*poaching*) puisqu'il serait rémunéré en dessous de sa productivité. En revanche, les mêmes mécanismes concurrentiels font que l'entreprise peut conserver l'intégralité des gains dus aux connaissances spécifiques. Dans ce schéma, le financement des formations générales incomberait au salarié (Hashimoto 1981). Du fait qu'elles financent un bien captable par tous, les entreprises seraient désincitées à investir dans la formation générale. Comme tout bien soumis à externalités positives, elle serait ainsi produite à une quantité sous optimale au niveau agrégé. La solution consisterait à garantir le monopole de l'entreprise sur son salarié (le contraindre à rester ou à rembourser le coût de la formation en cas de départ) ou à internaliser l'externalité de *poaching* en contraignant le futur employeur à dédommager l'entreprise formatrice (comme cela se fait lors des transferts des joueurs de football).

En pratique, cette vision ne permet pas de rendre compte des comportements de formation observés. Leuven et Oosterbeek (1999) et Pischke (2001) montrent par exemple que les entreprises financent les formations générales. L'OCDE (1999) estime même que près de deux tiers des formations dispensées ont un contenu général. Vilhuber (1997) étudie la question sous l'angle de compétences sectorielles et montre que la formation tend à réduire la mobilité intersectorielle des individus mais à augmenter celle intra-sectorielle.

Acemoglu et Pischke (1996, 1997, 1999) apportent les principales extensions au modèle en montrant que la question ne tourne pas tant autour du caractère *technologiquement* générale ou spécifique des formations mais davantage le fait qu'elles le soient *économiquement*. Une même connaissance peut devenir spécifique lorsqu'une entreprise en est la seule utilisatrice (monopsonne), lorsqu'il existe des asymétries

d'informations sur les compétences des salariés entre elle et les autres entreprises ou lorsqu'il n'existe pas de dispositifs de certification des formations. De même, les entreprises peuvent investir dans la formation générale dès lors qu'il existe une structure *compressée* des salaires. Lorsque s'accroît l'écart entre productivité et salaire avec les compétences, à cause de frictions sur le marché du travail et de coûts de mobilité, il devient intéressant pour l'entreprise de former, en particulier les plus qualifiés. Ainsi, paradoxalement, on observe des niveaux de formation plus optimaux à mesure que la concurrence devient imparfaite.

Les études empiriques tendent à confirmer cette vision. Brunello et Gambarotto (2006) sur données italiennes, Detang-Dessandre (2008), Blasco, Lê et Monso (2009) sur données françaises, montrent que les entreprises forment davantage lorsqu'elles évoluent dans des zones peu concurrentielles et avec peu d'opportunités de mobilité pour leurs salariés. D'après Fougère, Goux et Maurin (2001) ce sont davantage les caractéristiques des entreprises que des salariés qui déterminent le recours à la formation. Celle-ci est plus forte dans les secteurs concentrés et cible en priorité les individus potentiellement peu mobiles. L'effet de la formation sur les salaires n'apparaît pas directement significatif mais il jouerait dans la mesure où il permettrait une meilleure transition entre deux emplois, en limitant la décote de salaire, sans pour autant la compenser. Ceci pourrait refléter l'effet de la transportabilité des connaissances générales et de la perte de la rente spécifique.

1.2 Les modèles de partage et de négociation

Bien qu'elle soit intéressante, la distinction générale/spécifique ne permet pas de comprendre les mécanismes de valorisation de la formation par les salariés. Si les formations générales doivent être rémunérées à cause de leur aspect « braconnable », en revanche la valorisation des compétences spécifiques demeure floue. Oosterbeek, Sloof et Sonnemans (2007) montrent que les salariés peuvent être incités à se former à des technologies spécifiques du moment qu'ils parviennent à en capter une partie du rendement. C'est le cas dans le cadre du modèle de négociation salariale de Solow et Mac Donald (1981), puisque les salariés disposent d'un pouvoir de négociation qui leur permet d'accaparer une partie des rentes de l'entreprise, qu'elle qu'en soit l'origine (position de monopole, investissement en RD...). Dans ce cas, l'entreprise décide de son montant d'investissement en formation en fonction de sa capacité à s'entendre avec ses salariés. On retrouve une idée similaire chez Marchand et Montmarquette (2005) qui considèrent le problème sous forme d'un jeu répété. Qu'elles soient générales ou spécifiques, les connaissances acquises requièrent des efforts et de l'implication de la part des salariés. Si elle veut maintenir sa rente sur le marché, l'entreprise doit pouvoir proposer aux salariés un partage suffisamment incitatif, par rapport à leur option extérieur, pour qu'ils coopèrent. Sur données individuelles, Leuven et Oosterbeek (2005) montrent ainsi que les entreprises tendent à davantage former les individus qui se sentent naturellement redevables et soulignent l'importance de la réciprocité dans le processus de formation.

Ballot et al (2006) distinguent les modes de partage en fonction de la *tangibilité* des investissements. A la différence des investissements tangibles (par exemple une machine), dont le rendement est donné ou tout au moins peu variant, la formation

implique une relation de coopération pouvant déboucher sur des phénomènes de *hold-up*. Dans ce cas, le partage sera nécessairement plus avantageux pour les salariés lorsque l'entreprise choisit de faire des investissements intangibles (formation, RD) plutôt que tangibles. Les auteurs estiment ainsi des taux de partage de 30 et 50% pour les investissements en formation et en RD contre seulement 5 à 10% pour ceux en capital fixe. Sur données sectorielles anglaises et d'entreprises françaises, Dearden et al. (2005) et Aubert et al. (2008) obtiennent également des taux de partage de l'ordre du tiers pour les salariés et des gains de productivité très forts.

En pratique, ces résultats sont assez surprenants lorsqu'on les compare à ceux des enquêtes individuelles. L'enquête FC2000 (Table 1) indiquent que seuls 13% des salariés espèrent une augmentation de salaire suite à une formation. Ce chiffre est de 6% pour les cadres contre 21% pour les ouvriers. Il reflète sans doute le fait que les efforts nécessaires à l'acquisition de nouvelles connaissances soient inversement proportionnels au capital humain initial. Après formation, seuls 5% des individus déclarent avoir effectivement obtenu une augmentation ; 3% des cadres et 8% des ouvriers. Tout laisse d'ailleurs à penser que ceux qui ont été formés ne sont pas nécessairement ceux qui s'attendaient à des augmentations de salaire (Leuven et Oosterbeek, 2005). Il peut sembler paradoxal d'observer, d'un coté des salariés qui réclament et obtiennent peu de gains de salaires, et de l'autre des études sur données entreprises qui estiment de forts gains de productivité dont près du tiers seraient reversées aux salariés.

<i>Personnes salariées en 1999, secteur public et privé</i>		Cadres	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers	Ensemble
Taux d'accès à la formation		55%	49%	32%	21%	36%
Ils déclarent avoir des besoins de formation						
Des besoins qui n'ont pas été satisfaits		29%	31%	23%	17%	24%
Des besoins futurs assez ou très importants		67%	68%	56%	47%	58%
Ils espèrent une augmentation de salaire en s'engageant dans une formation						
Résultat estimé de la formation	Adaptation à l'emploi	4%	9%	8%	19%	10%
	Changement d'emploi	Non significatif	57%	50%	59%	50%
	Un diplôme ou une qualification	39%	35%	51%	39%	42%
Ensemble		6%	11%	13%	21%	13%
Ils déclarent avoir obtenu une augmentation de salaire à l'issue de la formation						
Résultat estimé de la formation	Adaptation à l'emploi	2%	3%	4%	6%	3%
	Changement d'emploi	Non significatif	44%	33%	43%	40%
	Un diplôme ou une qualification	32%	31%	25%	19%	26%
Ensemble		3%	5%	5%	8%	5%

Taux d'accès à la formation=Proportion de salariés ayant suivi au moins une formation de plus de trois heures en 1999.
Source : Enquête « Formation continue 2000 », Cereq-Insee. Traitement Cereq 2004.

TABLE 1 – Les attentes des salariés vis à vis de la formation

En fait, si la formation nécessite bien un processus de coopération, de nombreuses études mettent en avant d'autres mécanismes d'incitation. Bartel (1995) montre par exemple que les plus qualifiés sont davantage dans l'attente de promotions ou de mobilités lors de formation alors que les salariés moins qualifiés s'attendent plutôt à des augmentations de salaire. De manière plus générale, la formation s'inscrit dans la politique de gestion de la main d'oeuvre de l'entreprise (Guyot et Mainguet 2003) dont les aboutissants dépassent largement le seul cadre de la rémunération (gestion des carrières, achèvement personnel, reconnaissance...).

2 Formalisation

2.1 Equation de productivité

Pour mesurer les gains de productivités, on utilise une modélisation de type Cobb-Douglas faisant intervenir un capital de formation se dépréciant dans le temps. Il s'agit d'une spécification commune à la plupart des études sur données d'entreprises, qu'elles soient récentes ou plus anciennes¹. Plusieurs variantes sont possibles (translog, rendements contraints, taux de dépréciation fixes, variables...) mais on opte ici pour celle de la forme :

$$VA = AK^\alpha L^{*\delta} = AK^\alpha \left(\lambda_0 L \left[1 + \gamma \frac{K_{fc}}{L} \right] \right)^\delta$$

qui a l'avantage d'être peu contrainte et d'exprimer la formation comme un facteur ayant un impact sur la productivité du travail « efficace » (L^*) et non comme un facteur distinct (version translog). Sans formation, le travail a une productivité de base de λ_0 , spécifique à l'entreprise. Lorsqu'elle augmente de 1 son capital de formation par tête ($\frac{K_{fc}}{L}$), l'entreprise augmente cette productivité de γ . VA désigne la valeur ajoutée, K le niveau de capital (immobilisations corporelles et incorporelles), L le nombre de salariés en équivalent temps plein. En prenant les variables par tête et en les notant en minuscules on obtient :

$$va = A\lambda_0^\delta k^\alpha L^{\alpha+\delta-1} (1 + \gamma k_{fc})^\delta$$

soit en log :

$$\begin{aligned} \ln(va) &= \ln(A\lambda_0^\delta) + \alpha \ln k + (\alpha + \delta - 1) \ln L + \delta \ln(1 + \gamma k_{fc}) \\ &\simeq \ln(A\lambda_0^\delta) + \alpha \ln k + (\alpha + \delta - 1) \ln L + \delta \gamma k_{fc} \end{aligned}$$

Car $\ln(1 + \gamma k_{fc}) \simeq \gamma k_{fc}$ si γk_{fc} est proche de 0. De cette manière, on obtient une équation linéaire dont l'ensemble des paramètres sont identifiables. Seul $\ln(A\lambda_0^\delta)$ est spécifique à chaque entreprise et non identifiable puisqu'il contient λ_0 . Il s'agit d'un effet fixe classique au sens économétrique, que nous éliminerons en prenant l'équation en différence première. Comme nos instruments devront vérifier l'hypothèse de non corrélation à cet effet (GMM-SYS), on gardera à l'esprit qu'il reflète la productivité de base l'entreprise (structure des qualifications, savoir-faire de l'entreprise...).

Pour prendre en compte le fait que les efforts de formation peuvent avoir un effet dans le temps, la plupart des études considèrent un capital formation et pas simplement l'effort de formation à la date t . La formation se déprécie ainsi d'une année sur l'autre à un taux $1 - \rho_t$ reflétant le fait que les salariés formés peuvent avoir quitté l'entreprise, oublié ce qu'ils ont appris ou que les connaissances acquises soient devenues obsolètes. Comme une telle variable n'est pas observable, la plupart des auteurs choisissent de fixer arbitrairement le taux de dépréciation et de mener

1. Voir Black et Lynch (1996), Delame et Kramarz (1997), Cariou et Jeger(1997), Ballot et Taymaz (1999, 2006), Dearden et al (2005), Aubert et al (2008)

leurs estimations pour différentes valeurs (entre 10 et 50%). Lorsque les données le permettent, il est également possible d'utiliser le *turn over* observé.

$$(K_{fc})_{it} = FC_{it} + \rho_{it}FC_{it-1} + \rho_{it}\rho_{it-1}FC_{it-2} + \rho_{it}\rho_{it-1}\rho_{it-2}FC_{it-3}$$

En pratique, le choix du taux de dépréciation impacte peu les estimations obtenues (Cariou et Jeger 1997, Aubert et al 2008). La raison principale est que le niveau d'effort de formation est une composante relativement stable des politiques salariales (Delame et Kramarz 1997) : les entreprises qui forment beaucoup une année t le faisait déjà les années précédentes. Dans notre cas, on fixe ρ à 0.8. Pour des valeurs de 0.7 et 0.9, les résultats estimés varient peu.

2.2 Equation de salaire

Au niveau des salaires, on se place dans le cadre du modèle de négociation salariale de Solow et Mac Donald (1981), de manière à pouvoir formaliser les différents mécanismes de valorisation évoqués dans la revue de littérature. Le cadre théorique n'est plus celui de la concurrence parfaite puisqu'il existe maintenant des rentes, aussi bien sur le marché du travail que sur celui des biens. Ces rentes sont en partie reversées aux salariés en raison de leur imparfaite substituabilité et de l'existence frictions sur le marché du travail (coût de recrutement, inobservabilité de l'habileté...). A l'occasion d'investissements en capital tangible ou intangible, les paramètres de cette négociation sont susceptibles de changer. Plus formellement le problème consiste pour un syndicat et un employeur à résoudre la négociation à la Nash suivante :

$$\underset{w,L}{Max} \Gamma = (U - U^*)^\phi (VA - wL)^{1-\phi} = [L(w - w^*)]^\phi (VA - wL)^{1-\phi}$$

Ce programme de maximisation s'interprète simplement. D'une part, le syndicat cherche à maximiser le différentiel d'utilité ($U - U^*$) de ses membres entre la situation dans l'entreprise (au salaire w) et celle, « minimale », correspondant au salaire minimum atteignable à l'extérieur (w^*). Cette utilité n'est pas seulement dépendante du niveau de salaire mais également du nombre de salariés embauchés (le syndicat maximise la masse salariale). w^* peut être interprété comme le SMIC ou les allocations chômage, mais il est plus correct dans notre cas de le considérer comme le salaire auquel pourrait prétendre les salariés sur le marché du travail. Ce salaire dépend donc uniquement des caractéristiques salariales, c'est à dire de leur capital humain sans effet de rente.

De son côté, l'entreprise cherche à maximiser son profit ($VA - wL$). Elle détermine la quantité de travail souhaitée L en fonction du salaire w et de sa technologie de production (VA). La solution de la négociation porte sur w et L , et la répartition finale se fera selon le pouvoir de négociation de chaque partie (ϕ et $1 - \phi$). Les conditions du premier ordre par rapport à w et L donnent :

$$\begin{cases} \frac{\partial \Gamma}{\partial w} = 0 \\ \frac{\partial \Gamma}{\partial L} = 0 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} w = (1 - \phi)w^* + \phi(va) \\ w^* = VA'_L \end{cases}$$

Ces équations mettent en avant le fait que le salaire se situe entre le salaire extérieur (w^* , égal à la productivité marginale du travail VA'_L) et la productivité

moyenne dans l'entreprise ($va = VA/L$). Autrement dit, selon le pouvoir de négociation du syndicat (ϕ), ce sont les salariés ou l'entreprise qui accapare(nt) une part plus ou moins importante des profits : si $\phi=1$, il n'y a pas de profit ; si $\phi=0$, on retrouve le salaire de la situation concurrentielle.

Cette situation d'équilibre est susceptible d'évoluer avec les paramètres de négociation. C'est le cas lorsqu'un investissement en capital tangible et/ou intangible est effectué :

$$lnw = \ln[(1 - \phi)w^* + \phi(va)] \Rightarrow dlnw = \frac{\partial lnw}{\partial k_{fc}} dk_{fc} + \frac{\partial lnw}{\partial k} dk$$

Que se soit pour k_{fc} ou k , les dérivées partielles peuvent s'exprimer sous la forme suivante :

$$\frac{\partial lnw}{\partial k_{fc}} = \underbrace{(1 - \phi) \frac{w'_{fc}}{w}}_{\text{Partie générale}} + \underbrace{\phi \left(\frac{va'_{fc}}{w} \right)}_{\text{Partage de rente}} + \underbrace{\phi'_{fc} \left(\frac{va-w^*}{w} \right)}_{\text{Hold-up}}$$

Partie Spécifique

L'effet des investissements se décompose donc sur les variations de salaire de trois manières :

1. **Effet de capital humain général** : $(1 - \phi) \frac{w'_{fc}}{w}$

Lorsque l'entreprise forme ses salariés, une partie des connaissances acquises peut être valorisée sur le marché du travail ($w'_{fc} > 0$) : c'est la partie générale des formations au sens de Becker. On pose $\frac{w'_{fc}}{w} \equiv \theta$, le pourcentage d'augmentation du salaire liée à l'augmentation du salaire extérieur. On suppose que θ est fixe pour pouvoir l'estimer.

2. **Effet de partage de rente** $\phi \left(\frac{va'_{fc}}{w} \right)$:

Comme les salariés et l'entreprise se partagent une rente, à pouvoir de négociation fixée, lorsque celle-ci augmente, les gains reçus par chaque partie augmentent. Autrement dit, le salaire augmente du fait qu'il y a davantage à partager, mais seulement dans la mesure où le pouvoir de négociation est non nul ($\phi > 0$).

3. **Effet de *Hold-Up*** : $\phi'_{fc} \left(\frac{va-w^*}{w} \right)$

Un investissement en formation est susceptible d'augmenter le pouvoir de négociation des salariés. En effet, l'entreprise devient alors plus dépendante de ses salariés puisque ceux-ci détiennent des connaissances spécifiques à sa technologie et donc sa rente. De ce fait, ils sont plus difficilement remplaçables. L'augmentation de salaire qui en découle sera d'autant plus grande que l'écart actuel par rapport à la situation concurrentielle est grand ($\frac{va-w^*}{w}$).

Cependant, pour des raisons pratiques, nous supposons ici que cet effet est nul². Économétriquement, cela évite d'avoir à calculer un salaire extérieur

2. A ma connaissance, aucune étude ne considère cet effet dans la littérature.

(w^*), dont la méthode est généralement discutable. Ensuite, empiriquement, si on se réfère aux enquêtes individuelles (cf. Table 1), peu de salariés considèrent la formation comme un moyen de pression sur les salaires. De même, comme nous l'avons vu, les entreprises ont en général tendance à former les individus potentiellement peu mobiles, c'est à dire ceux qui sont le moins susceptibles d'exercer une menace crédible de *Hold-up*.

Si on considère maintenant les investissements en capital tangible (dk), on peut, sans trop d'imagination, inférer que :

1. Il n'y a pas d'effet de capital humain général. L'achat d'une nouvelle machine n'augmente pas en soi le salaire extérieur des salariés ($w'_k = 0$). Si les salariés sont formés simultanément à cette nouvelle technologie, alors l'effet sera capté par l'investissement en formation.
2. Il existe un effet de partage de rente, pour les mêmes raisons que pour la formation : lorsque les profits augmentent, les salariés en captent une partie.
3. Il n'y a pas d'effet de *Hold-up*³ ($\phi'_{fc} = \phi'_k = 0$).

Au total, on obtient donc que les investissements en capital humain génèrent un effet général et un effet de partage de rente alors que les investissements en capital fixe n'entraîne qu'un effet de partage de rente :

$$dlnw = dk_{fc} \left[(1 - \phi)\theta + \phi \left(\frac{va'_{fc}}{w} \right) \right] + dk \left[\phi \left(\frac{va'_k}{w} \right) \right] \quad (1)$$

Après réarrangements et report des expressions des productivités marginales (cf. Annexes A.1), on peut exprimer cette équation uniquement en fonction des paramètres du modèle :

$$dlnw = dk_{fc} \underbrace{\left[(1 - \phi)\theta + \frac{\delta\gamma}{\delta/\phi + 1 - \delta} \right]}_{\equiv b_1} + dlnk \underbrace{\left(\frac{\alpha}{\delta/\phi + 1 - \delta} \right)}_{\equiv b_2} \quad (2)$$

Le modèle est identifié car α , δ et γ sont estimés à partir de l'équation de productivité. ϕ et θ se déduisent du système de deux équations à deux inconnues :

$$\theta = \left[b_1 - \frac{\delta\gamma}{\delta/\phi + 1 - \delta} \right] * \frac{1}{1 - \phi} \quad \text{et} \quad \phi = \frac{\delta}{\alpha/b_2 + \delta - 1}$$

Le *taux de partage* correspond à la part des gains de productivité reversée aux salariés suite à un investissement en capital tangible (k) ou intangible (k_{fc}). Il se déduit de l'estimation du couple productivité/salaires puisque les salaires sont une fraction de la valeur ajoutée :

$$\eta^f = \frac{\text{Élasticité salaire/formation}}{\text{Élasticité VA/formation}} * \text{Part des salaires dans la VA} = \frac{b_1}{\delta\gamma} * E\left(\frac{w}{va}\right)$$

3. S'il existe un effet sur le pouvoir de négociation, il serait sans doute négatif, par exemple si les machines acquises sont de nature à remplacer les salariés en place.

On mesure séparément les gains de productivité par unité de travail avec γ et les gains de salaire par b_1 . L'utilisation de $E(\frac{w}{va})$, la part *observée* des salaires dans la valeur ajoutée, vient du fait qu'on ne calcule pas un taux de partage *individuel* (le modèle ne le permet pas). La variance du taux de partage ne provient ainsi que de la variance d'estimation de b_1 , δ et γ et non des données individuelles sur les salaires (w) et la valeur ajoutée (va). Le taux de partage pour les investissements intangible se calcule de la même manière :

$$\eta^k = E\left(\frac{w}{va}\right) * \frac{b_2}{\alpha}$$

A priori, conformément à la littérature, on s'attend à ce que $\eta^k \leq \eta^f$, c'est à dire que le partage soit plus avantageux aux salariés lorsque l'entreprise investit dans leur capital humain plutôt que dans une machine. Le taux de partage des investissements tangibles devrait également être très proche du pouvoir de négociation de salarié : $\eta^k \simeq \phi$. En effet, si on reporte $E(\frac{w}{va}) \simeq \phi + (1 - \phi)\delta$ dans l'expression de η^k , on retombe sur $\eta^k = \phi$. L'expression $\phi + (1 - \phi)\delta$ est la part des salaires dans la valeur ajoutée prédite par le modèle théorique. Autrement dit, ces deux paramètres seront d'autant plus proches que le modèle colle à la réalité. Au total, l'identification de l'effet général des formations repose sur le fait qu'on isole l'effet spécifique, assimilé à l'effet de partage de rente, à partir des investissements en capital fixe.

$$\begin{array}{l} \text{Formation : } \eta^f = \text{Effet général (A) + Effet de partage de rente (B)} \\ \text{Capital : } \eta^k = \text{Effet de partage de rente (B)} \end{array} \Rightarrow (A) = \eta^f - \eta^k$$

3 Méthode d'estimation

3.1 Sources de biais

Notre modèle théorique conduit à l'estimation du système d'équations suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \ln(va) = \underbrace{\alpha \ln k + (\alpha + \delta - 1) \ln L}_{\equiv a_1} + \underbrace{\gamma \delta}_{\equiv a_2} k_{fc} + \epsilon_1 \\ \Delta \ln w = \underbrace{\left[(1 - \phi)\theta + \frac{\delta \gamma}{\delta/\phi + 1 - \delta} \right]}_{\equiv b_1} \Delta k_{fc} + \underbrace{\left(\frac{\alpha}{\delta/\phi + 1 - \delta} \right)}_{\equiv b_2} \Delta \ln k + \epsilon_2 \end{array} \right.$$

Bien qu'il soit effectivement identifié, il existe de nombreuses raisons de penser que son estimation directe par MCO conduise à des paramètres biaisés. Une vaste littérature s'est intéressée à l'estimation des fonctions de productions. Olley et Pakes (1996) montrent que l'estimation des élasticités du travail (δ) et du capital (α) est soumise à des biais de simultanéité et de sélection. Bien qu'ils ne nous intéressent pas directement, les biais sur δ et α posent problème dans la mesure où ils se répercutent sur l'estimation de nos paramètres d'intérêt ϕ et θ .

Le travail étant un facteur ajustable à court terme, contrairement au capital, les entreprises ont tendance à faire face à un choc de demande en embauchant. Sans correction, on risque d'attribuer au facteur travail ce qui est en réalité dû à un choc conjoncturel. C'est pourquoi l'estimation par MCO de l'élasticité du travail (δ) est généralement biaisée vers le haut, de l'ordre de 0.8. Au niveau du capital (α), il existe un biais vers le bas du fait que les entreprises plus capitalistiques restent davantage sur le marché lorsque leur productivité est basse. Il s'agit d'un effet de sélection, puisque toutes choses égales par ailleurs, un niveau de capital élevé abaisse le seuil de productivité en-dessous duquel une entreprise est liquidée.

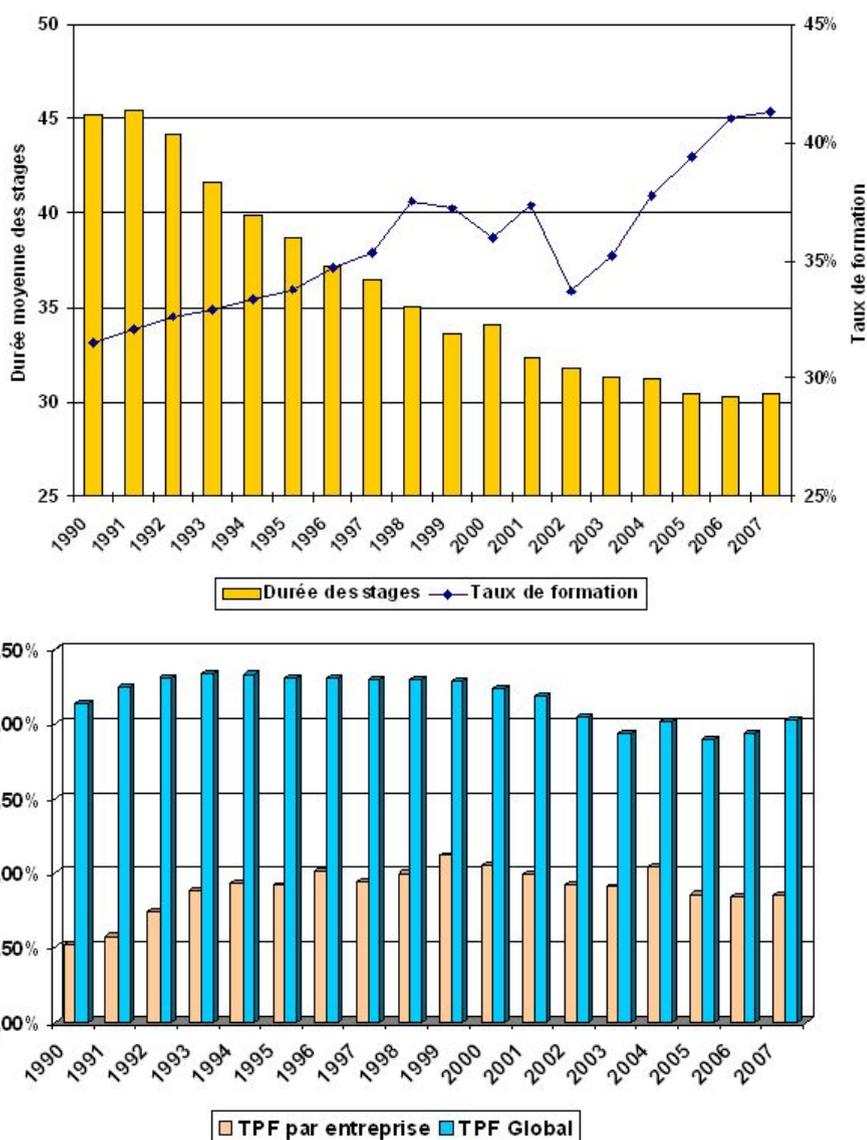


FIGURE 1 – Evolution des comportements de formation depuis 1990

La formation est un facteur ajustable à court terme mais le sens du biais est à priori plus difficile à déterminer. Les entreprises peuvent avoir tendance à former

leurs salariés pour rattraper une baisse passagère de productivité (Bartel, 1991) car le coût d’opportunité lié à l’absence d’un salarié est moins fort durant les périodes creuses (Goux, Zamora 2001). Mais elles peuvent également vouloir former durant un choc technologique pour bénéficier de la rente induite. Dans les faits, durant les périodes d’expansion, on observe que les entreprises ont tendance à davantage former mais pour des durées de stages plus courtes (Aubert et al, 2008). Sur la période étudiée, les comportements observés varient fortement selon la mesure de formation choisie (Figure 1). Alors que la durée moyenne des formations diminue régulièrement depuis 1990, le taux de formation a suivi le chemin inverse. De même, le taux de participation financière (TPF) qui rapporte les dépenses de formation à la masse salariale, n’a que peu évolué durant ces années.

D’autre part, nous avons vu que l’équation de productivité inclut un effet fixe individuel ($\ln(A\lambda_0^g)$) qui vient perturber nos estimations en raison de sa probable corrélation avec le capital de formation. Le fait de prendre l’équation de productivité en différence première élimine cet effet mais la décision de formation (Δk_{fc}) est toujours susceptible d’être corrélée aux chocs de productivité (Black et Lynch 1995). De même, notre modèle est *partiel* dans la mesure où il ne modélise pas l’ensemble des mécanismes susceptibles de faire varier la productivité et les salaires. L’introduction d’un faible nombre de variables explicatives (k, L, k_{fc}) risque de capter l’effet des variables manquantes qui leurs sont corrélées. Les salaires varient sans doute pour bien d’autres raisons que les variations de capital fixe et humain. Par exemple, si on ne tient pas compte de l’évolution de la structure des qualifications, et que la formation est concomitante à l’embauche de jeunes qualifiés, on risque d’attribuer à la formation l’effet de ces embauches. Pour limiter ces problèmes, les régressions incluent des variables de contrôles, en niveau et en différence, sur la structure des qualifications et le taux de profit. Cependant, certaines variables inobservables telles que la RD, les changements organisationnels (etc.), corrélées à la formation, continueront à biaiser nos estimations.

3.2 Identification

Pour tenter de résoudre ces problèmes, on utilise des méthodes d’estimations basées sur la Méthodes de Moments Généralisés (GMM) adaptées aux données de panel. Arellano et Bond (1991) proposent d’estimer le modèle en différence première en instrumentant les différences par les niveaux retardés (GMM-DIFF). De cette manière, on élimine l’effet de l’hétérogénéité inobservable (effet fixe) tout en corrigeant le biais de simultanéité. Cependant, comme le soulignent Griliches et Mairesse (1997), cette instrumentation conduit généralement à des résultats peu satisfaisants et rarement précis. Pour des variables persistantes dans le temps, le pouvoir explicatif des niveaux passés sur les différences présentes est limité et conduit à un biais d’*instruments faibles*⁴. Blundell et Bond (2000) suggèrent d’estimer simultanément un système d’équations en niveau et en différence (GMM-SYS) dans lequel les niveaux présents sont instrumentés par les différences passées et les différences présentes par les niveaux passés. La méthode est valide sous l’hypothèse que les ins-

4. Aubert et al. (2008) considèrent d’ailleurs ce biais comme la principale limite de leurs résultats. Il conduit à ce que les estimations tendent vers les résultats obtenus par MCO.

truments de l'équation en niveau soient orthogonaux à l'effet fixe. Pour l'estimation de fonctions de production, les résultats obtenus sont sensiblement plus robustes et réalistes⁵.

Le principal avantage de ces méthodes est de fournir des instruments *internes*. Cependant, elles se basent sur des hypothèses fortes sur la loi des perturbations. Pour des perturbations autorégressives d'ordre p il faut choisir des instruments retardés d'ordre $p + 1$ et plus, ce qui amenuise leur pouvoir explicatif mais tend paradoxalement à valider les tests d'exogénéité (Sargan, Hansen)⁶. Pour ne pas identifier nos effets uniquement à partir d'instruments internes, des instruments issues de variables sur les contextes locaux dans lesquels opèrent les entreprises sont également utilisés. Conformément à la littérature, il y a de nombreuses de penser que le comportement de formation des entreprises dépend de considérations locales. Toutes choses égales par ailleurs, les entreprises sont moins enclines à former lorsqu'elles opèrent à proximité de leurs concurrents (*poaching*) et lorsqu'il existe des possibilités de mobilité pour leurs salariés (*hold up*). Un bassin d'emploi localement peu dense peut également contraindre (ou inciter) l'entreprise à former puisque la probabilité de bon *matching* employeur/employé est plus faible. De manière plus générale, le comportement de formation est influencé par la capacité et le coût d'acquisition des compétences puisqu'il peut se faire par recrutement ou formation. Le coût de formation sera d'autant plus faible que l'offre locale est abondante et située à proximité (concurrence entre les organismes, moindre frais de déplacement, publicité...).

Le Tableau 2 reporte les coefficients des régressions de différentes mesures de formation sur les instruments « externes » et quelques variables de contrôles. Conformément à nos hypothèses, le contexte local (mesuré au niveau départemental) dans lequel opère les entreprises et leurs établissements, influence significativement leur comportement de formation. L'offre de formation locale est mesurée par le nombre d'établissements ayant une activité principale (NAF) dans le champ de la formation⁷, distinguée selon leur caractère public ou privé. Le degré de concentration et de concurrence sur le marché local de l'emploi est mesuré par l'indice de Herfindahl au niveau sectoriel (Cf. Annexes B.3). La densité de population active sectorielle correspond au rapport entre le nombre d'actifs travaillant dans le même secteur (NES36) que l'établissement concerné et la superficie du département.

Si ces instruments sont plus convaincants que la seule instrumentation interne, ils restent néanmoins possiblement endogènes. Ils supposent que la localisation des entreprises est exogène. Or l'implantation près dans un bassin d'emploi dense ou loin d'un concurrent ne sont généralement pas exogènes. Ils sont également possiblement corrélés avec les variables manquantes : la présence d'une université à proximité peut être par exemple due à la volonté de mener une politique de RD forte. Enfin, leur

5. Olley et Pakes (1996), Levinson et Petrin (2003) proposent une méthode d'estimation non paramétrique mais qui requiert un certain nombre de variables dont nous ne disposons pas

6. Ces tests sont généralement utilisés pour valider l'hypothèse d'exogénéité des instruments et non leur validité, c'est à dire leur pouvoir explicatif. Inclure des retards de plus en plus profonds augmente degré de liberté de la loi de la statistique de test et conduit à « artificiellement » valider H_0 avec plus de simplicité.

7. 804C : Formation des adultes et formation continue, 804D : Autres enseignements, 741G : Conseil pour les affaires et la gestion, 802C : Enseignement secondaire technique ou professionnel, 803Z : Enseignement supérieur

Variable	Heures	Nombre	TPF
Nb d'établissements de formation public	0.007***	0.008***	0.023***
Nb d'établissements de formation privé	-0.001***	0.000	-0.003***
Concentration de l'emploi	0.006	0.025**	0.081*
Taux de chômage	-0.001***	-0.002***	-0.016***
Densité de la population active sectorielle	-0.001***	-0.007***	-0.021***
Part des Cadres	0.130***	0.327***	0.590***
Part des Prof. Int.	0.115***	0.299***	0.659***
Part des Employés	0.009***	0.050***	0.108***
Tranche d'effectif (Réf : 10 à 19 salariés)			
20 à 49 salariés	0.017***	0.073***	0.340***
50 à 199 salariés	0.036***	0.163***	0.443***
200 à 499 salariés	0.059***	0.241***	0.533***
500 à 1999 salariés	0.082***	0.295***	0.644***
Plus de 2000 salariés	0.109***	0.325***	0.802***
Capital par tête	0.000***	0.001***	0.003***
Constante	-0.005	-0.087***	0.732***
R^2	0.2433	0.2803	0.1985

*** : significatif au seuil de 1%, ** : significatif au seuil de 5%, * : significatif au seuil de 10%

Heures : Nombre d'heures de formation par tête, **Nombre** : Taux de formation **TPF** : Taux de participation financière * 100 (hors rémunération des stagiaires) Toutes les régressions incluent des indicatrices par année et par secteur (NES36)

TABLE 2 – Validité des instruments

portée explicative est limitée par le fait qu'ils sont généralement fortement corrélés les uns aux autres : les zones denses correspondent aux zones avec une offre de formation abondante etc...

	Offre public	Offre privé	Concentration	Chômage	Densité
Offre public	1.0000				
Offre privé	0.7719	1.0000			
Concentration	-0.1429	-0.1197	1.0000		
Chômage	0.3258	0.0803	-0.0287	1.0000	
Densité	0.5718	0.7938	-0.0979	0.0423	1.0000

TABLE 3 – Corrélations entre les instruments

4 Résultats

4.1 Présentation des données

Notre panel est issu de l'appariement de plusieurs bases de données :

- Les fichiers fiscaux 2483

- Les données de bilan BRN⁸
- Les répertoires d'établissements SIRENE et CLAP⁹

pour la période 1990-2007. Toutefois, la construction du capital de formation et les retards nécessaires à la mise en place des GMM font que cette période est en réalité plus courte (1994-2007). Sur la période étudiée, différentes générations de formulaires et de nomenclatures (NAF, NES, NA...) se sont succédées, ce qui affecte parfois la continuité des concepts couverts par les différentes variables (dispositifs de formation, définition des secteurs...).

Le panel n'est pas cylindrée et se compose de 9 479 entreprises de plus de 10 salariés, observées au moins 5 ans de suite¹⁰. Par rapport aux études précédentes¹¹, il s'agit des données les plus complètes et observées sur la plus longue période. Elles présentent l'intérêt de ne pas se limiter aux très grandes entreprises, plus fréquemment formatrices. Le fait de ne pas cylindrer limite le biais sélection lors de l'estimation de la fonction de production car les entreprises survivantes ont généralement des niveaux de capital plus forts (Olley et Pakes, 1996). Surtout, l'attrition est limitée par le fait que l'absence d'une entreprise dans les 2483 est due à un tirage avant 2004 ou à des problèmes de saisie depuis 2004. Malgré cela, nos entreprises restent en général plus grandes et plus formatrices : la taille moyenne des entreprises du panel est de 600 salariés environ, avec près de 15% de non formatrices, contre 90 salariés et une proportion de non formatrices de 35% dans la population des assujettis aux 2483¹²

Les BRN sont utilisés pour obtenir les mesures de la valeur ajoutée, du capital et des salaires (charges patronales incluses). L'emploi, en équivalent temps plein, la structure de la main d'œuvre et les mesures de formation sont issus des 2483. Comme le suggère Aubert et al., on soustrait les heures de formation du volume d'emploi puisqu'un salarié en formation n'est pas productif. Dans le cas contraire, on risque de sous-évaluer l'effet de la formation sur la productivité. On retire également de la masse salariale et de la valeur ajoutée les sommes consacrées à la rémunération des stagiaires puisque celles-ci sont des consommations intermédiaires dans le modèle. Toutes les variables monétaires sont déflatées : valeur ajoutée et capital par un indice de prix sectoriel (36 postes) et les salaires par l'indice des prix à la consommation des ménages.

Les fichiers 2483 sont une source fiscale qui a pour but de contrôler le respect par les entreprises de plus de 10 salariés de la législation sur le minimum de dépense pour la formation datant de 1971. Le fichier n'est pas exhaustif puisqu'avant 2004, seul un échantillon 15 à 20 000 entreprises était saisi chaque année. Depuis 2004, le

8. Bénéfices Réelles Normaux

9. Connaissance Locale de l'Appareil Productif

10. Les statistiques descriptives précédentes sont néanmoins tirées de la base avec toutes les observations

11. Dearden et al. (2005) utilisent des données agrégées par secteur, Ballot et al (2006) disposent de données d'enquête sur environ 500 entreprises, Aubert et al. (2008) d'environ 1500 entreprises sur la période 1994-2000

12. Toutes les entreprises de plus de 10 salariés, hormis l'État et certains organismes publics, sont soumises aux 2483. Elles représentent un champ d'environ 160 000 entreprises employant 11 à 12 millions de salariés.

taux de couverture de la source s’est considérablement amélioré avec la saisie de tout formulaire valide retournée à l’administration fiscale. Bien que les dépenses soient l’objet principal du formulaire, le nombre d’heures de formation et le nombre de stagiaires sont également renseignés.

L’exploitation statistique du fichier est soumise à de certaines limites. Tout d’abord, les dépenses de formation sont *censurées* puisque le but du formulaire est principalement le contrôle du respect du minimum de dépense. Dans le cadre de la loi de 1971, les entreprises qui ne forment pas ou pas suffisamment sont contraintes de verser leur participation à des organismes collecteurs (OCPA). Ces versements non utilisés ne sont pas distingués des autres dépenses de formation dans le formulaire. Pour cette raison, Cariou et Jeger (1997) suggèrent de n’exploiter que les informations sur le nombre d’heures de formation et de stagiaires. Si ces variables sont davantage exploitables, elles souffrent néanmoins d’un biais de mesure. Rien ne contraint les entreprises à répondre correctement à cette partie du formulaire¹³. Lorsqu’elles respectent leurs obligations, les entreprises ont tendance à ne plus comptabiliser de manière rigoureuse les heures de formation et le nombre de stagiaires. Néanmoins ce problème se limite aux petites entreprises car le formulaire est généralement utilisé en comité d’entreprise pour suivre les efforts de formation.

Les informations sur les contextes locaux sont calculées à partir des fichiers SIRENE et CLAP (concentration/concurrence, offre de formation) et des fichiers départementaux sur l’emploi de l’INSEE (taux de chômage, densité de la population active). Les répertoires SIRENE et CLAP permettent également de retrouver et de localiser les établissements de chaque entreprise du panel. Pour les entreprises multi-établissements, nos variables locales sont construites à partir d’une moyenne pondérée par la masse salariale de ces variables au niveau établissement.

4.2 Résultats : estimations simples

Les Tableaux 4 et 5 présentent les résultats de l’estimation de notre système d’équations par MCO. L’estimation est simultanée ce qui permet d’obtenir les termes de covariance entre les paramètres de l’équation de productivité (α, a_1, a_2) et ceux de l’équation de salaire (b_1, b_2). Les écarts-type sont calculés à partir de la Delta méthode et pour chaque spécification, on teste l’égalité du taux de partage de la formation (η_f) avec celui du capital (η_k) et le partage de rente (ϕ) à l’aide d’un test de Wald (cf. annexes B pour le détail des calculs). Les coefficients des variables de contrôle mentionnées précédemment n’ont pas été reportés.

Ces premières estimations ne traitent pas l’endogénéité des variables explicatives. Leur intérêt est surtout de montrer dans quelle mesure l’instrumentation permet une correction des biais évoqués. On estime ici deux spécifications : une première dans laquelle la fonction de production est en niveau (Table 4) et une seconde où elle est en différence (Table 5) ce qui permet d’éliminer le biais lié à la présence de l’effet fixe ($\ln(A\lambda_0^\delta)$). L’équation de salaire est toujours en différence puisqu’elle apparaît comme telle dans notre modèle. Les résultats obtenus sont relativement similaires à ceux de la littérature : les MCO tendent à surestimer l’élasticité du travail ($\delta \simeq 0.8$)

13. Les cas de non déclarations manifestes à cette partie du formulaire ont été retirés (environ 5 à 10 % des observations).

et sous-estimer celle du capital ($\alpha \simeq 0.15$) car ces deux facteurs n'ont pas la même capacité d'ajustement à court terme. Les gains de productivité de la formation (γ) sont surestimés par les MCO lorsque l'équation de production est en niveau. En effet, l'élimination de l'effet fixe diminue fortement la valeur estimée de ces gains, ce qui confirme l'idée qu'on attribut dans un premier temps à la formation des différences de productivité dues à des caractéristiques inobservables fixes dans le temps. Autrement dit, les entreprises « naturellement » plus productives sont également celles qui forment le plus. L'étendue de cette correction varie selon l'indicateur de formation : les gains estimés se réduisent de près de deux tiers pour le nombre de formés et les dépenses, et de trois quarts pour le nombre d'heures. Bien que corrigées, ces estimations sont toujours biaisées par la simultanéité qu'il existe entre la décision de former et les chocs transitoires de productivité. Il est probable que ce biais affecte davantage les gains de productivité mesurés à partir du nombre d'heures car les entreprises ajustent généralement leur marge *intensive* de formation (durée) plutôt qu'*extensive* (taux de formation) durant les périodes d'expansion. Ainsi, si ce biais est orienté vers le bas, il est normal d'observer une valeur estimée particulièrement basse.

Param.	Interprétation	Nombre			Heures			Dépenses		
		Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value
α	Elasticité capital	0,167 ***		0,00	0,172 ***		0,00	0,157 ***		0,00
δ	Elasticité travail	0,810 ***		0,00	0,812 ***		0,00	0,825 ***		0,00
γ	Gains de productivité de la formation	0,112 ***		0,00	0,169 ***		0,00	0,198 ***		0,00
ϕ	Partage de rente	69,84% ***		0,00	67,83% ***		0,00	74,21% ***		0,00
θ	Effet général des formations	-0,1355 ***		0,00	-0,1754 ***		0,00	-0,2862 ***		0,00
η_f	Taux de partage, formation	25,48% ***		0,00	27,62% ***		0,00	30,04% ***		0,00
η_k	Taux de partage, investissement	57,32% ***		0,00	55,86% ***		0,00	60,14% ***		0,00

Test	$\eta_f = \eta_k$	$\eta_f = \phi$	$\eta_k = \phi$	$\eta_f = \eta_k$	$\eta_f = \phi$	$\eta_k = \phi$	$\eta_f = \eta_k$	$\eta_f = \phi$	$\eta_k = \phi$
<i>P_value (Wald)</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0

TABLE 4 – Estimation simultanée du système par MCO : équation de production en niveau

Au niveau des salaires, ces premiers résultats conduisent à un partage de rente (ϕ) particulièrement élevé : les salariés capteraient plus des deux tiers des profits de l'entreprise. En réalité, ces estimations sont fortement biaisées par le fait qu'elles se basent sur une estimation très basse de l'élasticité du capital ($\alpha \simeq 0.15$). Or, le partage de rente est identifié à partir de l'impact des variations de capital sur les salaires. D'un côté nous estimons une faible élasticité capital/productivité et de l'autre un impact positif sur les salaires, ce qui explique que les estimations portent à croire qu'une part importante des rendements du capital soit reversée aux salariés. Conformément à nos hypothèses, cette estimation peu réaliste aboutit à une différence significative de près de 10 à 20 points entre le partage de rente (ϕ) et le taux de partage des investissements en capital (η_k) alors qu'ils devraient être proches, voire égaux, si la part des salaires dans la valeur ajoutée issue du modèle

Param.	Interprétation	Nombre			Heures			Dépenses		
		Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value
α	Elasticité capital	0,136 ***		0,00	0,137 ***		0,00	0,135 ***		0,00
δ	Elasticité travail	0,778 ***		0,00	0,777 ***		0,00	0,780 ***		0,00
γ	Gains de productivité de la formation	0,042 ***		0,00	0,039 **		0,02	0,065 ***		0,00
ϕ	Partage de rente	87,34% ***		0,00	87,16% ***		0,00	86,59% ***		0,00
θ	Effet général des formations	-0,0007		0,99	0,2138 **		0,02	0,1655 ***		0,00
η_f	Taux de partage, formation	69,36% ***		0,00	130,86% ***		0,00	98,30% ***		0,00
η_k	Taux de partage, investissement	69,54% ***		0,00	69,44% ***		0,00	69,04% ***		0,00

Test	$\eta_f=\eta_k$	$\eta_f=\phi$	$\eta_k=\phi$	$\eta_f=\eta_k$	$\eta_f=\phi$	$\eta_k=\phi$	$\eta_f=\eta_k$	$\eta_f=\phi$	$\eta_k=\phi$
<i>P_value (Wald)</i>	1	0,085	0	0,1871	0,348	0	0,0019	0,219	0

TABLE 5 – Estimation simultanée du système par MCO : équation de production en différence

$(\phi + (1 - \phi)\delta)$ est proche de celle observée dans les données ($E(\frac{w}{va})$).

Le même type de biais est observé pour le taux de partage des investissements en formation. Dans un premier temps, l'estimation de la fonction de production en niveau conduit à des gains de productivité de la formation très élevés, ce qui se traduit par un taux de partage artificiellement bas (25%) par rapport au partage de rente (70%), et donc un effet général négatif des formations (θ). Inversement, lorsqu'on prend l'équation de productivité en différence, le fait de sous estimer les gains de productivité conduit cette fois à surestimer le taux de partage de la formation, notamment pour le nombre d'heures ($\eta_f = 130\%$). Cette spécification aboutit toutefois à des résultats plus plausibles avec un effet général significatif et positif (heures et dépenses) et un taux de partage légèrement supérieur, mais proche (cf. Wald), du partage de rente.

4.3 Résultats : estimations par GMM

Les Tableaux 6 à 8 reportent les résultats de nos estimations par GMM. Dans les deux premières spécifications, l'équation de productivité est estimée par GMM-SYS¹⁴ et l'équation de salaire par MCO. La première n'utilise que l'instrumentation interne (variables retardées de t-2 à t-6) alors que la seconde intègre également aux instruments les variables sur les contextes locaux. La dernière spécification estime l'équation de productivité par GMM-SYS et l'équation de salaire par GMM-DIFF¹⁵ (retards t-2 à t-6 toujours), tout en instrumentant par les contextes locaux. Les équations sont estimées séparément, ce qui nécessite quelques hypothèses sur la matrice de variance-covariance des paramètres (cf. annexes B). Les P-value des tests d'exogénéité des instruments sont reportées (Sargan).

14. Sont considérés comme endogènes le log du capital par tête, le log du travail et le capital formation par tête. Les variables de contrôle sont supposées exogènes.

15. Sont considérés comme endogènes le log du capital par tête et le capital formation par tête. Les variables de contrôle sont supposées exogènes.

Les résultats sont à présent plus réalistes avec une élasticité du travail d'environ 0.6 et du capital d'environ 0.35. Les instruments internes, lorsqu'ils sont les seuls utilisés, valident de manière satisfaisante les tests de Sargan (Table 6). Malheureusement, comme on pouvait s'y attendre, la précision des estimations est maintenant bien moindre, notamment pour les gains de productivité de la formation. Bien que non significatifs, les gains estimés pour le nombre de formés et les dépenses se situent entre les deux estimations MCO précédentes, confirmant l'idée qu'elles définissent des bornes supérieures et inférieures. En revanche, mesurés à partir des heures de formation ils deviennent extrêmement élevés, ce qui laisse douter de la qualité de l'instrumentation pour cette mesure, bien que les résultats soient paradoxalement les seuls significatifs.

Param.	Interprétation	Nombre			Heures			Dépenses		
		Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value
α	Elasticité capital	0,319 ***		0,01	0,313 ***		0,01	0,357 ***		0,00
δ	Elasticité travail	0,639 ***		0,00	0,635 ***		0,00	0,607 ***		0,00
γ	Gains de productivité de la formation	0,042		0,56	0,532 *		0,05	0,107		0,17
ϕ	Partage de rente	23,56% ***		0,00	23,92% ***		0,00	19,59% ***		0,00
θ	Effet général des formations	0,0104		0,65	-0,1058		0,23	0,0393 **		0,05
η_f	Taux de partage, formation	47,51%		0,56	9,55%		0,19	58,81%		0,14
η_k	Taux de partage, investissement	25,19% ***		0,01	25,62% ***		0,01	22,18% ***		0,00

Test	$\eta_f=\eta_k$	$\eta_f=\phi$	$\eta_k=\phi$	$\eta_f=\eta_k$	$\eta_f=\phi$	$\eta_k=\phi$	$\eta_f=\eta_k$	$\eta_f=\phi$	$\eta_k=\phi$
<i>P_value (Wald)</i>	0,3222	0,256	0,3802	0,1362	0,0843	0,8065	0,351	0,3197	0,6242
<i>P_value (Sargan)</i>		0,23			0,15			0,28	

TABLE 6 – Estimation séparée par GMM-SYS et MCO. Instruments internes uniquement

Param.	Interprétation	Nombre			Heures			Dépenses		
		Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value
α	Elasticité capital	0,362 ***		0,00	0,372 ***		0,00	0,375 ***		0,00
δ	Elasticité travail	0,524 ***		0,00	0,518 ***		0,00	0,549 ***		0,00
γ	Gains de productivité de la formation	0,082		0,36	0,782 **		0,04	0,139		0,11
ϕ	Partage de rente	17,31% ***		0,00	16,60% ***		0,00	17,01% ***		0,00
θ	Effet général des formations	0,0051		0,80	-0,0996		0,15	0,0341 *		0,07
η_f	Taux de partage, formation	29,25%		0,39	7,86%		0,18	48,33% *		0,08
η_k	Taux de partage, investissement	22,11% ***		0,00	21,47% ***		0,00	21,05% ***		0,00

Test	$\eta_f=\eta_k$	$\eta_f=\phi$	$\eta_k=\phi$	$\eta_f=\eta_k$	$\eta_f=\phi$	$\eta_k=\phi$	$\eta_f=\eta_k$	$\eta_f=\phi$	$\eta_k=\phi$
<i>P_value (Wald)</i>	0,8231	0,7184	0,3375	0,0853	0,2045	0,2987	0,3222	0,256	0,3802
<i>P_value (Sargan)</i>		0,03			0,04			0,05	

TABLE 7 – Estimation séparée par GMM-SYS et MCO. Instruments internes et externes

Par ailleurs, l'instrumentation à partir des variables de contexte local apparaît peu exogène puisqu'elle conduit à rejeter l'hypothèse d'exogénéité pour des niveaux inférieurs à 10% (Tables 7 et 8). Ces variables sont probablement corrélées à des caractéristiques inobservables impactant la productivité (par exemple, la RD). De ce fait, leur introduction conduit à augmenter les gains estimés de la formation puisque cette dernière est elle-même positivement corrélée à ces caractéristiques inobservables. Chose rassurante néanmoins, les résultats obtenus ne changent que peu par rapport aux précédents tout en étant un peu plus précis du fait de leur bon pouvoir explicatif sur la formation.

Plus intéressant, on obtient maintenant un partage de rente plus réaliste, de l'ordre de 20 à 25%, quelles que soient les spécifications. Le fait d'estimer correctement la valeur des élasticités de la fonction de production conduit à un taux de partage des investissements en capital très proche : les tests de Wald ne rejettent jamais l'hypothèse d'égalité entre les deux paramètres ($\eta_k = \phi$). L'effet général de formation n'apparaît plus significatif pour les mesures basées sur le nombre de formés et le nombre d'heures de formation, mais il est positif et significatif, bien que faible, pour les dépenses. Le taux de partage pour la formation se situe à présent autour de 30 à 50%, sauf pour le nombre d'heures où il est probablement sous évalué en raison de la surestimation des gains de productivité (Tables 6 et 7). A cause du manque de précision, il est difficile de le distinguer du seul mécanisme de partage de rente : les tests de Wald ne permettent pas de rejeter cette hypothèse ($\eta_f = \phi$ et $\eta_f = \eta_k$), ce que nous avons déjà entrevu lors des estimations par MCO avec la fonction de production en différence (Table 5).

Param.	Interprétation	Nombre			Heures			Dépenses		
		Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value	Coef.	Signi.	P-Value
α	Elasticité capital	0,362 ***		0,00	0,372 ***		0,00	0,375 ***		0,00
δ	Elasticité travail	0,524 ***		0,00	0,518 ***		0,00	0,549 ***		0,00
γ	Gains de productivité de la formation	0,082		0,36	0,782 **		0,04	0,139		0,11
ϕ	Partage de rente	21,61%		0,18	18,62%		0,18	20,83%		0,16
θ	Effet général des formations	-0,0472		0,27	-0,1651		0,30	-0,0512		0,34
η_f	Taux de partage, formation	-35,64%		0,54	2,06%		0,87	-13,65%		0,68
η_k	Taux de partage, investissement	26,69%		0,13	23,70%		0,13	25,08%		0,12

Test	$\eta_f = \eta_k$	$\eta_f = \phi$	$\eta_k = \phi$	$\eta_f = \eta_k$	$\eta_f = \phi$	$\eta_k = \phi$	$\eta_f = \eta_k$	$\eta_f = \phi$	$\eta_k = \phi$
<i>P_value (Wald)</i>	0,2921	0,3272	0,3994	0,2253	0,3149	0,3375	0,2753	0,3222	0,4386
<i>P_value (Sargan- eq prod)</i>		0,03			0,04			0,05	
<i>P_value (Sargan- eq sal)</i>		0,99			0,99			1,00	

TABLE 8 – Estimation séparée par GMM-SYS et GMM-DIFF. Instruments internes et externes

La Table 8 présente les résultats des estimations en considérant que l'équation de salaire est soumise aux mêmes types de biais que l'équation de productivité. Cette hypothèse est moins plausible du fait que les salaires ne sont pas soumis aux mêmes chocs transitoires que la productivité. Néanmoins, des variables manquantes peuvent toujours affecter simultanément les politiques salariales et les choix d'investissement

en capital fixe ou humain, et donc venir biaiser nos estimations. Des changements organisationnels peuvent par exemple s’accompagner de politiques de formation sans que les variations de salaires observées soient réellement dues à cette dernière mais plus à des promotions, mutations etc... Pour limiter ce biais, toutes nos estimations incluent des variables sur la structure des qualifications et son évolution, mais il est toujours possible qu’il subsiste au moins partiellement. Malheureusement, l’estimation à l’aide des GMM-DIFF de l’équation de salaire¹⁶ conduit à des résultats particulièrement peu précis. Comme nous le mentionnions précédemment, le faible pouvoir explicatif des niveaux passés sur les différences présentes pour des variables comme la formation¹⁷ limite la mise en oeuvre de ce type de méthode. Même l’introduction des variables de contexte local ne permet pas de pallier ce manque car leur pouvoir explicatif sur les variations du capital formation est également limité. Notons toutefois qu’on obtient un partage de rente proche de la valeur des estimations précédentes (20%), bien qu’elle soit peu précise.

Conclusion

Dans la lignée des études précédentes, nos résultats montrent que les entreprises ont intérêt à former puisqu’elles retirent d’importants gains de productivité dont elles captent la majeure partie du rendement. Notre analyse diffère toutefois sur l’ampleur de ce partage. Le fait de considérer un panel plus grand, qui ne se limite pas aux très grandes entreprises, conduit à diminuer la part estimée des gains de la formation reversée aux salariés. Bien que peu précis, nos résultats suggèrent surtout que le principal canal de valorisation serait le mécanisme de partage de rente, c’est à dire un effet spécifique. Ceci est d’autant plus paradoxal que la littérature issue de la distinction de Becker a principalement souligné l’importance de l’effet général. Néanmoins ce résultat n’est pas surprenant dans la mesure où le marché du travail français ne valorise que peu les connaissances acquises hors du circuit de formation initiale. Conformément à la vision de Oosterbeek, Sloof et Sonnemans (2007), les salariés peuvent malgré tout être incités à se former à des technologies spécifiques puisqu’ils parviennent à en capter une partie du rendement.

Nos résultats permettent de comprendre l’apparente contradiction avec les enquêtes individuelles, qui reportent un faible impact de la formation sur les salaires. Dans la mesure où le principal mécanisme de valorisation serait un effet de partage de rente, le partage se ferait davantage à un niveau collectif plutôt qu’individuel. Lorsqu’ils sont formés, les salariés s’attendent rarement à des augmentations directes de salaire. Cependant, la pratique de la formation conjointement à d’autres (RD, position dominante pour les grandes entreprises...) tend à augmenter la rente de l’entreprise, et donc le montant reversé aux salariés. Au delà des risques de *poaching*, ce résultat apporte également une autre explication à l’observation d’une pratique de la formation plus forte dans les secteurs peu concurrentiels et concentrés.

Néanmoins, il s’agit de rester prudent dans nos interprétations. Elles se basent

16. L’équation de salaire étant déjà en différence, il n’est pas possible d’utiliser les GMM-SYS

17. Pour des variables persistantes, c’est à dire si ρ proche de 1 dans $X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$, la corrélation entre X_t et ΔX_t est proche de 0

sur des estimations peu robustes à des changements de spécifications et souvent peu précises. Une instrumentation plus convaincante serait nécessaire pour mieux identifier la part de chaque effet dans le processus de valorisation de la formation.

Références

- [1] ACEMOGLU, D. Training and innovation in an imperfect labour market. *Review of Economic Studies* 64, 3 (July 1997), 445–64.
- [2] ACEMOGLU, D., AND PISCHKE, J. Why do firms train? theory and evidence. Tech. rep., 1996.
- [3] ACEMOGLU, D., AND PISCHKE, J. The structure of wages and investment in general training. Tech. rep., 1997.
- [4] ACEMOGLU, D., AND PISCHKE, J.-S. Beyond becker : Training in imperfect labour markets. *Economic Journal* 109, 453 (February 1999), F112–42.
- [5] AUBERT, P., CRÉPON, B., AND ZAMORA, P. Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires. Tech. rep., 2006.
- [6] BALLOT, G., FAKHFAKH, F., AND TAYMAZ, E. Who benefits from training and r&d, the firm or the workers? *British Journal of Industrial Relations* 44, 3 (09 2006), 473–495.
- [7] BARTEL, A. P. Training, wage growth and job performance : Evidence from a company database. NBER Working Papers 4027, National Bureau of Economic Research, Inc, Aug. 1995.
- [8] BAUERNSCHUSTER, S., FALCK, O., AND HEBLICH, S. The impact of continuous training on a firm’s innovations. Economics of Education Working Paper Series 0024, University of Zurich, Institute for Strategy and Business Economics (ISU), Mar. 2008.
- [9] BLASCO, S., LÊ, J., AND MONSO, O. Formation continue en entreprise et promotion sociale : mythe ou réalité? *Bilan Formation Emploi, INSEE* (2009).
- [10] BLUNDELL, R., BOND, S., AND WINDMEIJER, F. Estimation in dynamic panel data models : improving on the performance of the standard gmm estimator. IFS Working Papers W00/12, Institute for Fiscal Studies, June 2000.
- [11] CAHUC, P., AND ZYLBERBERG, A. La formation professionnelle des adultes : un système à la dérive. Tech. rep., 2006.
- [12] CARRIOU, Y., AND JEGER, F. La formation continue dans les entreprises et son retour sur investissement. *Économie et Statistique* 303, 1 (1997), 45–58.
- [13] CASTANY, L. The role of firm size in training provision decisions : evidence from spain. Economics of Education Working Paper Series 0028, University of Zurich, Institute for Strategy and Business Economics (ISU), May 2008.
- [14] COMBES, P.-P., AND DURANTON, G. Labour pooling, labour poaching, and spatial clustering. *Regional Science and Urban Economics* 36, 1 (January 2006), 1–28.

- [15] COMBES, P.-P., AND DURANTON, G. Labour pooling, labour poaching, and spatial clustering. *Regional Science and Urban Economics* 36, 1 (January 2006), 1–28.
- [16] DEARDEN, L., REED, H., AND REENEN, J. V. The impact of training on productivity and wages : Evidence from british panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68, 4 (08 2006), 397–421.
- [17] DELAME, E., AND KRAMARZ, F. Entreprises et formation continue. *Économie et Prévision* 127 (1997), 63–82.
- [18] DÉTANG-DESSENDRE, C. Accès à la formation continue en entreprise et caractéristiques des marchés locaux du travail. Tech. rep., 2008.
- [19] FOUGÈRE, D., GOUX, D., AND MAURIN, E. Formation continue et carrières salariales. une évaluation sur données individuelles. Tech. rep.
- [20] LEUVEN, E., AND OOSTERBEEK, H. An alternative approach to estimate the wage returns to private-sector training. *Journal of Applied Econometrics* 23, 4 (2008), 423–434.
- [21] LEUVEN, E., OOSTERBEEK, H., SLOOF, R., AND VAN KLAVEREN, C. Worker reciprocity and employer investment in training. *Economica* 72, 285 (02 2005), 137–149.
- [22] LEVINSOHN, J., AND PETRIN, A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *Review of Economic Studies* 70, 2 (04 2003), 317–341.
- [23] LYNCH, L. M., AND BLACK, S. E. Beyond the incidence of training : Evidence from a national employers survey. NBER Working Papers 5231, National Bureau of Economic Research, Inc, Aug. 1995.
- [24] MARCHAND, N., AND MONTMARQUETTE, C. Training without certification : An experimental study. CIRANO Working Papers 2008s-01, CIRANO, Jan. 2008.
- [25] McDONALD, I. M., AND SOLOW, R. M. Wage bargaining and employment. *American Economic Review* 71, 5 (December 1981), 896–908.
- [26] OLLEY, G. S., AND PAKES, A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica* (1996).
- [27] OOSTERBEEK, H., SLOOF, R., AND SONNEMANS, J. Who should invest in specific training? *Journal of Population Economics* 20, 2 (April 2007), 329–357.
- [28] VILHUBER, L. Intra- and inter- sectoral portability of the on-the-job training. a parametric approach. Tech. rep., 1997.

A Equation de salaire

A.1 Preuve de l'équation (2)

Pour passer de l'équation (1)¹⁸ à l'équation (2)¹⁹, on reporte le fait que les productivités marginales ont pour expressions :

$$\begin{cases} \frac{\partial va}{\partial k_{fc}} = va'_{fc} = A\lambda_0^\delta k^\alpha L^{\alpha+\delta-1} \delta \gamma (1 + \gamma k_{fc})^{\delta-1} \simeq \delta \gamma * va \\ \frac{\partial va}{\partial k} = va'_k = A\lambda_0^\delta \alpha k^{\alpha-1} L^{\alpha+\delta-1} (1 + \gamma k_{fc})^\delta = \frac{\alpha * va}{k} \end{cases}$$

D'où : $\frac{va'_{fc}}{w} \simeq \frac{\delta \gamma * va}{w}$ et $\frac{va'_k}{w} = \frac{\alpha * va}{w * k}$.

On utilise maintenant le fait que : $\frac{w}{va} = \frac{(1-\phi)VA'_L + \phi(va)}{va} = (1-\phi)\delta + \phi$

car $\frac{\partial VA}{\partial L} = VA'_L = A\lambda_0^\delta K^\alpha \delta (L + \gamma K_{fc})^{\delta-1} \simeq \delta * va$.

En reportant et comme on a $\frac{dk}{k} = dlnk$, il vient :

$$\begin{cases} \phi \left(\frac{va'_{fc}}{w} \right) = \frac{\delta \gamma}{\delta/\phi+1-\delta} \\ dk \left[\phi \left(\frac{va'_k}{w} \right) \right] = dlnk \left(\frac{\alpha}{\delta/\phi+1-\delta} \right) \end{cases}$$

B Inférence et tests

B.1 Calcul des écarts-types

D'après la forme de notre modèle et des équations estimées, les paramètres d'intérêt sont une fonction des paramètres estimés. Pour obtenir leurs écart-type et pour pouvoir faire des tests, on utilise la méthode delta. Lorsque $\hat{\theta}$ est un estimateur convergent et asymptotiquement normal de θ_0 , c'est à dire si : $\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta_0) \rightsquigarrow N(0, I_1^{-1})$, avec $V(\hat{\theta}) = I^{-1} \equiv \Sigma$, alors pour toute fonction $g(\cdot)$ de ces paramètres, on a :

$$\sqrt{n}(g(\hat{\theta}) - g(\theta_0)) \rightsquigarrow N\left(0, \frac{\partial g}{\partial \theta'} I_1^{-1} \frac{\partial g}{\partial \theta}\right), \text{ et donc } V(g(\hat{\theta})) = \frac{\partial g}{\partial \theta'} \Sigma \frac{\partial g}{\partial \theta}$$

Dans notre cas, les estimations portent sur deux équations : l'équation de production et l'équation de salaire.

$$\begin{cases} \Delta ln(va) = \alpha \Delta lnk + \underbrace{(\alpha + \delta - 1)}_{\equiv a_1} \Delta lnL + \underbrace{\delta \gamma}_{\equiv a_2} \Delta k^{fc} \\ \Delta lnw = \underbrace{\left[(1-\phi)\theta + \frac{\delta \gamma}{\delta/\phi+1-\delta} \right]}_{\equiv b_1} \Delta k^{fc} + \underbrace{\left(\frac{\alpha}{\delta/\phi+1-\delta} \right)}_{\equiv b_2} \Delta lnk \end{cases}$$

18. $dlnw = dk_{fc} \left[(1-\phi)\theta + \phi \left(\frac{va'_{fc}}{w} \right) \right] + dk \left[\phi \left(\frac{va'_k}{w} \right) \right]$

19. $dlnw = dk_{fc} \left[(1-\phi)\theta + \frac{\delta \gamma}{\delta/\phi+1-\delta} \right] + dlnk \left(\frac{\alpha}{\delta/\phi+1-\delta} \right)$

Ceci nous permet d'obtenir une estimation de $C = (A', B') = (\alpha, a_1, a_2, b_1, b_2)$. Or, le vecteur qui nous intéresse est : $\beta = (\alpha, \delta, \gamma, \phi, \theta, \eta^f, \eta^k)'$; On montre après calculs que :

$$g \begin{pmatrix} \alpha \\ a_1 \\ a_2 \\ b_1 \\ b_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \delta \\ \gamma \\ \phi \\ \theta \\ \eta^f \\ \eta^k \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ a_1 + 1 - \alpha \\ \frac{a_2}{1+a_1-\alpha} \\ \frac{1+a_1-\alpha}{\alpha/b_2+a_1-\alpha} \\ [b_1 - \frac{a_2 b_2}{\alpha}] * [\frac{\alpha+b_2 a_1 - b_2 \alpha}{\alpha-b_2}] \\ E(\frac{w}{va}) * \frac{b_1}{a_2} \\ E(\frac{w}{va}) * \frac{b_2}{\alpha} \end{pmatrix}$$

Soit $\nabla g' = \begin{pmatrix} \nabla g'_1 \\ \nabla g'_2 \\ \nabla g'_3 \\ \nabla g'_4 \\ \nabla g'_5 \\ \nabla g'_6 \\ \nabla g'_7 \end{pmatrix}$ la matrice Jacobienne. Pour ne pas alourdir le calcul, on

remarque que $\nabla g'_5$ est de la forme u^*v , avec $u = [b_1 - \frac{a_2 b_2}{\alpha}]$ et $v = [\frac{\alpha+b_2 a_1 - b_2 \alpha}{\alpha-b_2}]$. On gardera ici ces notations. On obtient donc la matrice :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{a_2}{(1+a_1-\alpha)^2} & -\frac{a_2}{(1+a_1-\alpha)^2} & \frac{1}{1+a_1-\alpha} & 0 & 0 \\ \frac{1-\alpha/b_2}{(\alpha/b_2+a_1-\alpha)^2} & \frac{\alpha/b_2-1}{(\alpha/b_2+a_1-\alpha)^2} & 0 & 0 & \frac{\alpha*(1+a_1-\alpha)}{b_2^2(\alpha/b_2+a_1-\alpha)^2} \\ \frac{a_2 b_2}{\alpha^2} * v + \frac{b_2*(b_2-a_1-1)}{(\alpha-b_2)^2} * u & \frac{b_2}{\alpha-b_2} * u & \frac{-b_2}{\alpha} * v & v & \frac{-a_2}{\alpha} * v + \frac{\alpha(a_1-\alpha+1)}{(\alpha-b_2)^2} * u \\ 0 & 0 & -E(\frac{w}{va}) * \frac{b_1}{a_2} & \frac{E(\frac{w}{va})}{a_2} & 0 \\ -E(\frac{w}{va}) * \frac{b_2}{\alpha^2} & 0 & 0 & 0 & \frac{E(\frac{w}{va})}{\alpha} \end{pmatrix}$$

La matrice de variance-covariance des paramètres d'intérêt s'obtient à partir de :

$$V(\hat{\beta}) = \nabla g' * \Sigma * \nabla g$$

où Σ est la matrice de variance-covariance de $\hat{C} = (\hat{\alpha}, \hat{a}_1, \hat{a}_2, \hat{b}_1, \hat{b}_2)$. Remarquons qu'un problème se pose lorsqu'on estime séparément les deux équations. En effet, si l'on dispose bien des blocs $V(\hat{A})$ et $V(\hat{B})$, on ne dispose pas des covariances entre les paramètres de \hat{A} et de \hat{B} . C'est pourquoi, pour les estimations séparées, on prendra une matrice bloc diagonale²⁰ de la forme :

$$\Sigma = \begin{pmatrix} V(\hat{A}) & 0 \\ (3 \times 3) & (3 \times 2) \\ 0 & V(\hat{B}) \\ (2 \times 3) & (2 \times 2) \end{pmatrix}$$

20. En pratique cela ne change pas grand chose aux écarts-type calculés

B.2 Tests de Wald

On cherche à tester si le taux de partage des gains de la formation (η^f) est significativement différent du taux de partage des rentes (ϕ) et des gains des investissements en capital tangible (η^k). Pour cela, on met en place des tests de Wald :

$$\begin{cases} H_0 : \eta^f - \phi = 0 & \text{et} & H_0 : \eta^f - \eta^k = 0 \\ H_1 : \neq 0 & & H_1 : \neq 0 \end{cases}$$

Du fait de la normalité asymptotique des estimateurs, on a simplement : $\frac{\hat{\eta}^f - \hat{\phi}}{V(\hat{\eta}^f - \hat{\phi})} \xrightarrow{H_0} \chi^2(1)$

B.3 L'Indice de concentration de Herfindahl (IH)

Il est habituellement calculé à partir des chiffres d'affaire. Dans notre cas, pour prendre en compte l'effet de la concurrence sur le marché locale de l'emploi, nous le calculons à partir des données d'effectifs de SIRENE (hors entreprise individuelle de 0 salarié) et CLAP à partir de 2004. Notre IH reflète la concentration des effectifs salariés au sein d'un nombre plus ou moins grand d'établissements. L'intérêt d'utiliser des fichiers établissements (SIRENE/CLAP) est de pouvoir distinguer au sein d'une entreprise les différents secteurs sur lesquels se positionnent ses établissements.

Pour une date donnée, dans le département d et le secteur s (NES36), l'IH est donnée par :

$$IH_{ds} = \frac{\sum_{i \in d,s} eff_i^2}{\left(\sum_{i \in d,s} eff_i\right)^2}$$

Cet indice est compris entre 0 et 1 :

- **0** correspond à une situation parfaitement concurrentielle. Les salariés sont répartis dans un grand nombre d'établissement.
- **1** correspond à une situation de monopole locale : une seule entreprise emploie tous les salariés du secteur.