

**Les entreprises qui réduisent leurs effectifs
améliorent-elles leurs performances économiques?**
- Une évaluation sur données françaises récentes (1990-2000) -

Arnaud DEGORRE* et **Julien GRENET†**

sous la direction de **Bénédicte REYNAUD‡**

Ce travail a été réalisé dans le cadre de la Division Marché et Stratégies d'entreprises (MSE) du Département des Etudes Economiques d'Ensemble (DEEE) de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques (DESE) de l'INSEE.

Nous remercions tous les chercheurs qui, à divers moments, nous ont apporté une aide précieuse à travers leurs remarques et suggestions: Philippe Askénazy (CNRS-CEPREMAP), Bruno Crépon (CREST-INSEE), Thomas Piketty (EHESS-CEPREMAP), Muriel Roger (INRA-LEA), Sébastien Roux (INSEE) et Anne Saint-Martin (DARES).

* Ecole Normale Supérieure et ENSAE. Email: degorrea@hec.fr

† Ecole Normale Supérieure et ENSAE. Email: julien.grenet@noos.fr

‡ CNRS et CEPREMAP, 48 Bd Jourdan (bureau 103) - 75014 Paris. TEL: 33 (0) 1 43 13 62 52.
Email: benedicte.reynaud@cepremap.cnrs.fr

Les entreprises qui réduisent leurs effectifs améliorent-elles leurs performances économiques?

- Une évaluation sur données françaises récentes (1990-2000) -

Résumé: *L'objet de notre travail est de caractériser, sur données françaises récentes, l'évolution des performances économiques des entreprises qui réduisent leurs effectifs. Dans cette perspective, nous nous sommes intéressés à l'évolution à deux et cinq ans d'une série d'indicateurs de performances (rentabilité économique et financière, situation financière, partage de la valeur ajoutée, efficacité productive, coûts salariaux et structure des qualifications) pour les entreprises qui ont réduit leur personnel salarié en 1996. En exploitant le modèle de Rubin, nous montrons que les réductions d'effectifs interviennent dans des entreprises dont les performances sont relativement médiocres et ont eu tendance à se dégrader antérieurement à la période de référence. Nos résultats ne corroborent pas en revanche la thèse d'une "vertu thérapeutique" des réductions d'effectifs, contrairement à ce que laisserait penser une estimation "naïve" fondée sur une simple comparaison de moyennes.*

Mots-clés: Réduction d'effectifs, licenciements, performances économiques, biais de sélectivité, méthodes d'évaluation.

Does workforce reduction improve companies' financial performance?

- An evaluation on recent French data (1990-2000) -

Abstract: *The aim of our work is to characterize the evolution of the financial performance of companies which reduce their workforce, using recent French data. Given this objective, we studied the long and short term evolution of a series of performance indicators (profitability, financial situation, profit sharing, productivity, salary costs, qualification structure) for companies which reduced the number of employees in 1996. Using Rubin's framework, we show that workforce reduction generally occurs in less-productive and financially distressed companies. However, our results do not give credence to the thesis of the "therapeutic virtue" of reducing the number of employees, which a "naïve" estimation of the causal effects of workforce reduction would have yielded.*

Keywords: Workforce reduction, downsizing, layoffs, financial performance, selection bias, econometric evaluation methods.

Classification JEL: C14, D21, G14, J63, L25

Table des matières

Introduction	1
1 Revue de la littérature	1
1.1 Précisions terminologiques	2
1.2 Les réactions du marché boursier aux annonces de licenciements	2
1.3 Réductions d'effectifs et performances économiques	3
1.4 Des analyses limitées	5
2 Une analyse menée à partir des comptes des entreprises	6
2.1 Les sources	6
2.2 Usage et interprétation des données	7
3 Les enseignements d'une analyse exploratoire	9
3.1 Constitution d'un sous-échantillon de travail	10
3.2 La gestion de la main-d'œuvre des entreprises qui réduisent leurs effectifs	10
3.3 Les réduction d'effectifs ont-elles une vertu thérapeutique?	13
3.4 Limites de l'approche exploratoire: seuils et biais de sélectivité	17
4 Réduction d'effectifs et performances économiques: quelles relations?	18
4.1 création de l'entreprise et équilibre initial	18
4.2 Evolution de l'emploi et de la rentabilité	18
4.3 Recapitulatif	20
5 Estimation et résultats	21
5.1 Stratégie d'estimation	21
5.2 Résultats	22
Conclusion: bilan, limites et perspectives de recherche	30
Annexe A: Imprimés fiscaux	34
Annexe B: répartition sectorielle des entreprises dans les différents échantillons	38
Annexe C: définition et interprétation des principaux ratios utilisés	39
Annexe D: répartition sectorielle des entreprises dans les différents échantillons	43
Annexe E: Modèle de réduction d'effectifs	44
Annexe F: Présentation de la méthode d'estimation	48
Annexe G: propriétés du modèle de Rubin	55
Annexe H: Caractéristiques du sous-échantillon utilisé pour l'estimation	58
Annexe I: Première étape de l'estimation - modèle Logit	60
Annexe J: Deuxième étape de l'estimation - résultats	61
Annexe K: Représentation graphique des écarts de performance	64

Introduction

Pourquoi les entreprises réduisent-elles leurs effectifs? A cette question, la théorie économique apporte des réponses contrastées, selon qu'elle met l'accent sur la dimension "proactive" ou "réactive" des décisions des firmes en matière d'emploi.

D'un côté, on trouve des théories directement issues de la littérature managériale du début des années 1990 (cf. en particulier Womack *et al.* (1991)[35]), qui vantait les vertus "thérapeutiques" des réductions d'effectifs, censées accroître les performances opérationnelles des entreprises, à travers la diminution des coûts salariaux et la réorganisation efficace du processus de production (phénomène de *reengineering*). Les tenants de cette théorie ont donné à cette pratique le nom de *downsizing*, dès lors que les réductions d'effectifs sont accompagnées de la cession des actifs les moins rentables d'une firme. A ces auteurs⁴ faisant l'apologie du *downsizing* au nom de l'adage "*smaller is better*", un certain nombre d'études⁵ ont répondu que les réductions d'effectifs pourraient tout aussi bien avoir des effets négatifs sur les performances économiques et financières des firmes, à travers la combinaison de divers mécanismes: coûts induits (indemnités de licenciement, réorganisation de l'entreprise), moindre motivation des salariés qui subsistent, dégradation de la productivité du travail imputable à la désorganisation du processus productif, accroissement du *turnover*, etc. En somme, rien ne garantit que les entreprises aient intérêt à réduire leurs effectifs pour améliorer leurs performances.

Les théories qui insistent sur la dimension essentiellement "proactive" des réductions d'effectifs sont en concurrence avec une vision plus classique des ajustements microéconomiques de l'emploi, mettant l'accent sur leur nature "réactive" face à de chocs économiques tels qu'une réduction de la demande ou un renchérissement du coût salarial.

C'est cette incertitude théorique quant à la nature de la relation unissant réductions d'effectifs et performances économiques qui nous a incités à réaliser la présente étude. Nous tenterons d'apporter des éléments de réponse dans le cas de la France sur la période 1990-2000, grâce au croisement de données issues des comptes sociaux des entreprises (déclarations des Bénéfices Réels Normaux) et de données sur l'emploi issues des Déclarations Annuelles de Données Sociales (effectifs, structure de l'emploi par âge, sexe et qualification, etc.), exploitées de manière exhaustive par l'INSEE depuis 1993.

Dans une première partie, nous discutons les enjeux méthodologiques d'un tel travail, à partir d'une revue critique des principales études consacrées à ce sujet. Nous présentons ensuite en détail le matériel empirique qui a servi de support à notre recherche, ainsi que les contrôles et corrections que nous avons dû effectuer. Après avoir présenté les limites d'une approche de type exploratoire, nous présentons un cadre d'analyse très simple permettant de préciser l'évolution attendue des performances des entreprises qui réduisent leurs effectifs. Enfin, nous exposons la méthode d'estimation retenue et les principaux résultats.

1 Revue de la littérature

Les études portant sur l'évaluation de l'impact des réductions d'effectifs sur les performances économiques des entreprises s'inscrivent dans la continuité des recherches consacrées à la caractérisation des relations qui unissent la finance et les politiques sociales des entreprises (pour une présentation d'ensemble, cf. Montagne et Sauviat (2001)[27]). Elles s'organisent en général autour de la problématique suivante: en quoi la finance de marché, incarnée par les investisseurs institutionnels, a-t-elle le pouvoir de modifier les pratiques de gestion sociale des entreprises? Outre la question de la refonte des systèmes de rémunération, les recherches ont porté sur l'évolution des pratiques des entreprises en matière de gestion de l'emploi. Un aspect controversé de cette question - la réaction des marchés financiers aux réductions d'effectifs - a notamment fait l'objet de nombreuses contributions.

4. cf. en particulier Neinstedt (1989)[28], Hymowitz (1990)[22], Cameron *et al.* (1991)[5], Hendricks (1992)[21], Lord (1992)[25] et Fuchsberg (1993)[18].

5. Parmi celles-ci, on peut citer Worrell *et al.* (1989)[36], De Meuse & Tornow (1990)[13], Leana & Feldman (1992)[23], Mirvis & Marks (1992)[26], Gombola & Tsetsekos (1992)[19], Noer (1993)[29], Cascio (1993)[7], Cascio *et al.* (1997)[8] et (1999)[9].

1.1 Précisions terminologiques

Avant de présenter succinctement les travaux qui ont cherché à évaluer l'impact des réductions d'effectifs sur les performances économiques des entreprises, il convient de situer la notion de "réduction d'effectifs" par rapport à d'autres expressions auxquelles on l'assimile parfois - à tort.

Réductions d'effectifs La notion de "réductions d'effectifs" est une notion générique, qui signifie simplement que les effectifs d'une entreprise ont diminué entre l'année t et l'année $t + 1$, sans qu'on préjuge des *modalités* de cette diminution d'effectifs (licenciements, départs en retraite, non renouvellement de contrats à durée déterminée, démission, etc.).

Licenciements La notion de licenciement est plus restrictive que celle de "réduction d'effectifs": elle en est un cas particulier. Un licenciement est une mesure par laquelle un employeur met fin au contrat de travail d'un salarié. En dehors des cas où il est prononcé à titre individuel, le licenciement peut être collectif et se trouver fondé sur un motif économique. *Layoff* en est l'équivalent anglo-saxon.

Downsizing La notion de *downsizing* est d'origine anglo-saxonne et n'a pas d'équivalent en français. Elle se distingue à la fois de la réduction d'effectifs et du licenciement. En effet, on peut définir le *downsizing* comme une stratégie destinée à améliorer l'efficacité productive d'une entreprise à travers une réduction de sa taille. Certains auteurs se sont efforcés de définir cette notion à travers un certain nombre de caractères distinctifs. Cameron, Freeman et Mishra (1993)[6] proposent les critères suivants:

- Le *downsizing* est une stratégie *intentionnelle*, ce qui le distingue du simple "déclin organisationnel", qui se traduit aussi par la réduction de la taille d'une entreprise.
- Le *downsizing* se traduit toujours par une réduction d'effectifs.
- L'objectif final du *downsizing* est d'améliorer l'efficacité de l'entreprise, de manière "réactive" (en réponse à un déclin des performances économiques) ou "proactive" (pour améliorer sa compétitivité future). Dans tous les cas, l'objectif intermédiaire de cette stratégie est de réduire les coûts.
- Enfin, le *downsizing* entraîne toujours une réorganisation du processus de production.

Par conséquent, le *downsizing* ne se confond ni avec la réduction d'effectifs, qui en constitue un ingrédient nécessaire, mais non suffisant, ni avec le licenciement, qui ne constitue qu'une des formes possibles de diminution du personnel. L'identification d'une telle stratégie nécessite donc la prise en compte de dimensions autres que les simples variations d'effectifs.

1.2 Les réactions du marché boursier aux annonces de licenciements

Ces travaux se sont attachés à tester la théorie d'après laquelle les marchés financiers réagiraient favorablement aux annonces de licenciements. Sans entrer dans le détail de ces études, disons simplement que les travaux empiriques consacrés au sujet démontrent clairement que ces réactions ne sont pas systématiques, bien au contraire.

Abowd et al. (1990) L'étude de référence est celle d'Abowd et al. (1990)[1], construite sur un examen des "rendements anormaux"⁶. Cette étude ayant inauguré tout un champ de recherches, il convient de la présenter succinctement. Après avoir identifié dans le *Wall Street Journal* 452 événements⁷ pour 154 entreprises en 1980, puis 195 pour 102 entreprises en 1987, les auteurs testent en particulier les conséquences des réductions d'effectifs, qui représentent le tiers des événements repérés. Ces tests sont menés sur 1980 et 1987: selon la méthodologie usuelle, les rendements anormaux sont calculés autour des jours encadrant l'événement. Les résultats obtenus par Abowd et al. tendent à montrer que la réaction

6. Un rendement est dit anormal lorsqu'il est statistiquement différent de ce qu'il devrait être selon un modèle théorique d'évaluation de type MEDAF. Sur la mise au point méthodologique des études d'événements, cf. Brown et Warner (1985)[4]

7. Un événement étant défini comme une annonce propre au marché, à la conjoncture ou à l'entreprise qui donne aux investisseurs une information nouvelle, susceptible de provoquer une révision des anticipations sur le niveau ou le risque des flux futurs et de modifier ainsi le cours de l'action.

des marchés est le plus souvent négative, bien que non significative au sens statistique. La thèse d'une valorisation boursière des réductions d'effectifs n'est donc pas confirmée; elle est même plutôt démentie.

Worell et al. (1991) Ces résultats ont été affinés par d'autres travaux. Ceux de *Worell et al. (1991)*[36], portant sur un échantillon de 194 entreprises, montrent que si les rendements anormaux cumulés entre -90 et +90 jours autour de l'événement sont de -2% en moyenne, ces rendements sont très différents selon le motif avancé pour les licenciements: la réaction du marché est plutôt positive dans le cas d'une restructuration ou d'une réorganisation de l'entreprise; elle est plutôt négative si les licenciements sont la conséquence de difficultés financières.

Lin et Rozeff (1993) Lin et Rozeff (1993)[24] prolongent les résultats de *Abowd et al. (1990)*: à partir du *Wall Street Journal*, ils étudient 1038 décisions de suppression d'emplois concernant 420 entreprises entre 1978 et 1985 et montrent que la réaction des marchés est négative; de plus, ces décisions interviennent dans une période où le cours de l'action diminue continûment, ce qui tend à confirmer l'hypothèse selon laquelle ces décisions reflètent une diminution de la demande et non pas une recherche d'efficacité accrue.

Farber et Hallock (1999) La recherche menée par Farber et Hallock (1999)[17] présente l'intérêt d'étudier la relation entre les annonces de suppression d'emplois et le cours des actions sur une période de 27 ans (1970-1997). 3878 annonces du *Wall Street Journal*, qui concernent 1176 entreprises, sont retenues. Les auteurs concluent que les marchés réagissent négativement aux annonces de suppression d'emplois. Toutefois, ils constatent une diminution de la relation négative entre les annonces et le cours des actions tout au long de leur période d'étude. Cette diminution serait partiellement imputable à la nature des suppressions d'emploi qui, au début de la période, seraient motivées par une diminution de la demande, alors qu'elles relèveraient davantage d'une logique d'efficacité productive en fin de période.

Au total, ces différents résultats accréditent la thèse d'une certaine prudence des marchés à l'égard des réductions d'effectifs, du fait de l'hétérogénéité des situations individuelles.

1.3 Réductions d'effectifs et performances économiques

L'analyse des effets économiques et financiers des réductions d'effectifs, qui constitue l'objet de ce travail, est directement issue des recherches présentées au paragraphe précédent. En effet, le bien-fondé des anticipations boursières ne peut être évalué qu'à travers la comparaison de ces dernières et des performances économiques effectivement enregistrées par les firmes qui ont réduit leurs effectifs. Cette question s'est néanmoins progressivement autonomisée, au point d'être aujourd'hui un thème de recherche en soi.

De Meuse et al. (1994) Dans un article souvent cité, *De Meuse et al. (1994)*[14] mettent en relation le licenciement des entreprises avec cinq indicateurs de performances financières: taux de profit, rentabilité de l'actif total, rentabilité des capitaux propres, taux de rotation de l'actif et Q de Tobin. L'année d'annonce du licenciement retenue est 1989, et l'échantillon est composé de 52 entreprises issues du classement par le magazine *Fortune* des 100 plus grandes compagnies américaines: 17 d'entre elles ont licencié en 1989 et les 35 autres n'ont pas licencié. Les auteurs régressent le taux de licenciement sur les ratios financiers de 1988 à 1991. Ils aboutissent à des résultats rarement significatifs; lorsqu'ils le sont, ils sont négatifs, le licenciement conduisant à une détérioration du taux de profit en 1989, et du ROE ainsi que du ROA, deux après. Enfin, cette étude confronte les 5 indicateurs de performance de 17 entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1989 avec ceux des 35 entreprises qui ne l'ont pas fait entre 1989 et 1991. Ces indicateurs annuels sont comparés sur les deux années encadrant celle de l'annonce des réductions d'effectifs. Les résultats de ce travail tendent à montrer que quel que soit l'indicateur retenu, le retard de performance des entreprises qui ont licencié une partie de leurs effectifs ne cesse de s'accroître sur la période, les différences étant le plus souvent significatives au sens statistique.

Elayan et al. (1998) Elayan et al. (1998)[16] vont plus loin dans l'analyse et tiennent compte des caractéristiques des licenciements: taille, nature (permanente ou temporaire), décision anticipée ou non, motifs, secteur, cycle des affaires. Les auteurs étudient, de ce point de vue, 646 annonces de licenciements du *Wall Street Journal*, comprises entre le 1^{er} janvier 1979 et le 31 décembre 1991. Comme on pouvait s'y attendre, des licenciements permanents ont un impact plus négatif sur les rendements cumulés moyens que les licenciements temporaires; les licenciements anticipés sont mieux perçus que les licenciements non anticipés, etc. Encore une fois, les auteurs ne distinguent pas les annonces de licenciements des licenciements effectifs; ils ne disent pas quand ces licenciements ont lieu, ce qui est extrêmement gênant lorsqu'ils en analysent les effets sur les variables financières.

Cascio et al. (1997) Le travail de Cascio et al. (1997)[8] permet de tirer des conclusions plus nuancées que celui de De Meuse et al. (1994). Leur échantillon est construit à partir des 500 entreprises de l'indice *Standard & Poor's*, dont les auteurs ont retrouvé les décisions d'emploi sur 1981-1992. 537 entreprises ont été finalement retenues. Au total, 5479 variations d'effectifs ont pu être repérées, 89% des entreprises présentant au moins une variation pour chaque année de la période. Les données financières ont été fournies par la base COMPUSTAT, pour l'année de l'événement et les deux suivantes. Un apport intéressant de cet article est la prise en compte des mouvements d'actifs: les réductions d'effectifs s'accompagnent en effet parfois de cessions d'actifs, ce qui peut influencer les performances économiques et financières ultérieures. Les auteurs ont donc choisi de rapporter les réductions d'emploi aux variations d'actifs. Ils distinguent ainsi sept types de décisions, selon les seuils de variation d'emploi et d'actifs⁸.

A partir de ces données, les auteurs examinent l'impact des variations d'effectifs sur la rentabilité économique de l'année de référence et des deux années suivantes, après contrôle sectoriel. Les auteurs observent que la conjoncture et l'environnement apparaissent comme des facteurs déterminants dans les décisions d'emploi: le contexte initial des entreprises qui réduisent leurs effectifs est généralement dégradé. A partir de cette situation de départ, et en distinguant les "réducteurs d'emploi" (*employment downsizers*) et les "réducteurs d'actifs" (*asset downsizers*), ils constatent qu'au vu de la rentabilité économique (après contrôle sectoriel), et sur deux années seulement, il n'y a aucun progrès consécutif aux réductions d'effectifs. En revanche, la rentabilité économique évolue favorablement pour les réducteurs d'actifs. Ces résultats confirment ceux de Worrell et al. (1991)[36]: les réductions d'effectifs ne sont pas positives par principe, mais seulement lorsqu'elles accompagnent des mesures de restructuration avec cessions d'actifs.

D'Arcimoles et Fakhfakh (1997) D'arcimoles et Fakhfakh (1997)[2] discutent l'impact des licenciements en terme de destruction de compétences et de savoir-faire à partir d'un échantillon longitudinal de 56 grandes entreprises de l'industrie et du bâtiment sur la période 1987-1993. Leurs données résultent de l'appariement de la base de bilans sociaux du laboratoire ERMES de l'université de Paris II avec le panel DIANE qui regroupe les comptes sociaux de nombreuses entreprises françaises. Les auteurs placent en contrepoint les modèles de capital humain, où la stabilité de la main-d'œuvre est nécessaire pour accroître la productivité via l'apprentissage, et les modèles d'appariement où la mobilité du travail permet l'adéquation entre des entreprises aux exigences variées et des travailleurs plus ou moins adaptés à ces exigences. Tirant les leçons de ces modèles, un apport notable de cet article est de distinguer entre l'effet volume et l'effet structurel des licenciements sur la main-d'œuvre d'une entreprise. Tandis que l'effet volume n'aurait *a priori* pas d'impact positif sur la rentabilité, des licenciements sélectifs en fonction des compétences et de l'âge des employés pourraient aboutir à une meilleure adéquation travail/capital

8. Les entreprises sont classées chaque année, à partir des sept types de décisions. A côté des *stable employers* (46.9% des décisions relevées) dont les effectifs varient de $\pm 5\%$, les auteurs identifient les *employment downsizers* (13.2% des décisions), pour lesquels la réduction d'emploi est supérieure à 5% et la cession d'actifs inférieure à 5%, les *asset downsizers* (1.6%) qui, cédant au moins 5% de leurs actifs, réduisent leurs effectifs d'au moins 5% supplémentaires, et les *combination downsizers* (4.1%) qui, diminuant leurs effectifs d'au moins 5%, n'appartiennent à aucune des deux catégories précédentes. Symétriquement, et selon les mêmes seuils de 5%, ils définissent les *employment upsizers* (5.2% des décisions), les *asset upsizers* (15.2%) et les *combination upsizers* (13.8%). Cette typologie est nécessairement arbitraire: le seuil de 5% a été choisi en considérant qu'un seuil plus faible de 3% risquait de compter comme réductrices d'emploi des entreprises qui se contenteraient de ne pas remplacer les partants. Un seuil de 10% aurait exclu des réducteurs d'emploi les grandes entreprises pour lesquelles des baisses inférieures à 10% représentent tout de même de très fortes réductions absolues.

au sein de l'entreprise. Cette hypothèse se voit corroborée par une étude utilisant des modèles d'économétrie de panels, dans laquelle la corrélation positive entre licenciement et rentabilité devient non significative sous contrôle des variables d'âge et de capital humain. Les auteurs en déduisent qu'il serait illusoire d'espérer fonder un redressement soudain et significatif de la performance sur une simple réduction indifférenciée des effectifs. Les effets productifs immédiats des licenciements dépendraient en réalité essentiellement de leurs caractéristiques structurelles. On ne saurait cependant donner trop d'importance à cette analyse empirique, étant donnée la faible taille de l'échantillon et l'absence de correction des biais de sélection.

Sentis (1998) Complétant les travaux anglo-saxons, l'article de Sentis (1998)[33] examine les conséquences économiques des réductions d'effectifs pour les entreprises françaises. Partant d'un échantillon de 90 grandes entreprises dont les effectifs ont été réduits de plus de 10% sur la période 1991-1995, l'auteur étudie le lien qu'on peut établir entre réduction d'effectifs, rentabilité (économique et financière), situation financière (endettement et liquidité) et répartition de la valeur ajoutée, toutes les variables utilisées ayant été préalablement ajustées, pour chaque entreprise, par la médiane sectorielle.

Les résultats confirment la dimension essentiellement "réactive" des réductions d'effectifs: les entreprises qui y ont recours sont en moyenne significativement plus endettées, moins rentables, moins efficaces et attribuent à leurs salariés une part plus importante de leur valeur ajoutée que celles du secteur auquel elles appartiennent. Par ailleurs, ces entreprises se sont davantage endettées et ont connu une baisse de leur productivité plus importante, sans qu'on puisse pour autant détecter une dégradation significative de leur rentabilité économique ou financière dans la période précédant immédiatement la date de réduction d'effectifs.

Il apparaît, d'après l'auteur, que les réductions d'effectifs améliorent faiblement les performances: on constate en particulier une réduction de l'endettement et une amélioration significative de la rentabilité économique. L'augmentation de la productivité apparente du travail au moment de la réduction d'effectifs est quant à elle qualifiée par l'auteur de "très significative".

1.4 Des analyses limitées

Les partis pris méthodologiques des articles que nous venons de présenter brièvement sont relativement proches. Aussi, le fait que les résultats soient relativement contrastés trouve-t-il sans doute son origine dans l'hétérogénéité des données utilisées, qui reflète la diversité des réalités institutionnelles et économiques: sur données américaines, il ne semble pas qu'on puisse détecter une amélioration des performances économiques consécutivement à une réduction d'effectifs; sur données françaises, au contraire, il semble qu'on doive conclure avec Sentis à une certaine "vertu thérapeutique" des réductions d'effectifs.

De telles conclusions seraient recevables si les travaux auxquels elles s'adossent ne souffraient pas, en dépit de leurs mérites respectifs, de deux types de limites: des limites méthodologiques, d'une part, et des limites statistiques, d'autre part.

1.4.1 Limites méthodologiques

Un manque de réflexion sur l'objet d'analyse Les travaux portant sur les réactions des marchés boursiers aux annonces de licenciements ne précisent jamais si les licenciements *annoncés* ont été *effectivement* mis en œuvre ou non. Or, on peut s'attendre à ce que les cours boursiers de l'entreprise évoluent de manière très différente selon le cas de figure.

Si plusieurs réflexions intéressantes sont apportées par les études qui ont cherché à évaluer l'impact des réductions d'effectifs sur les performances économiques (en particulier le rôle des variations d'actifs), elles souffrent souvent de l'imprécision des termes utilisés: les expressions *downsizing*, "licenciements" (*layoffs*) et "réductions d'effectifs" sont parfois employées indifféremment, alors que ces termes renvoient à des réalités très différentes. En outre, ces études ne cherchent pas toujours à caractériser les causes de ces réductions d'effectifs: celles-ci sont-elles guidées par une recherche d'efficacité opératoire (dimension "proactive") ou sont-elles le résultat de mauvaises performances économiques (dimension "réactive")?

Une conception élargie des performances de l'entreprise Les indicateurs de performance utilisés dans ces différentes études sont généralement assez pauvres (ils se limitent souvent à la rentabilité économique et financière), ce qui ne permet pas d'appréhender l'effet des réductions d'effectifs sur les performances économiques des entreprises dans leurs différentes dimensions (rentabilité économique et financière, situation financière, partage de la valeur ajoutée, perspectives de croissance, structure de l'emploi, etc.). Par ailleurs, le lien entre les performances financières et sociales n'est pas étudié: or il est possible que certaines formes de réductions d'effectifs (notamment les licenciements collectifs) affectent le moral, et donc la productivité des salariés restants.

1.4.2 Limites statistiques

Taille des échantillons La première limite statistique concerne la taille des échantillons utilisés par les auteurs: seul celui qui utilise Cascio et al. dépasse la centaine d'entreprises. L'inconvénient principal d'échantillons aussi réduits réside dans l'imprécision des tests statistiques que les auteurs cherchent à mettre en oeuvre: rappelons que les tests de Student (utilisés ici pour tester la significativité de la différence des moyennes de deux sous-échantillons) et de Fisher ne sont valides que sous l'hypothèse de normalité des échantillons, hypothèse qui a peu de chances d'être vérifiée lorsqu'on ne dispose que d'un nombre restreint d'observations.

Problèmes comptables La méconnaissance de certaines conventions comptables peut conduire à biaiser l'estimation de l'effet des réductions d'effectifs sur les performances économiques. L'impact "très significatif" des réductions d'effectifs sur la productivité apparente du travail que Sentis croit pouvoir identifier provient très probablement d'un tel oubli. En effet, la productivité apparente du travail, telle qu'on peut la calculer lorsqu'on ne dispose que de données annuelles, consiste à rapporter la valeur ajoutée produite au cours d'une année aux effectifs au 31 décembre de cette même année (il en est du moins ainsi pour les effectifs provenant des déclarations des BRN): on comprend alors aisément qu'une réduction d'effectifs se traduira mécaniquement par un "saut" de productivité l'année où elle se produit, puisqu'on rapporte dans ce cas un flux (la valeur ajoutée produite tout au long de l'année) à un stock au 31 décembre (en l'occurrence, des effectifs réduits par rapport à ceux qui ont produit ladite valeur ajoutée).

Biais de sélectivité La critique fondamentale qu'on peut adresser à ces différents travaux porte sur le choix d'une méthode d'estimation de l'impact des réductions d'effectifs fondée sur une simple comparaison de moyennes pour les différents types d'entreprises.

Une telle méthode, dès lors qu'elle prétend estimer l'*effet causal* des réductions d'effectifs sur les performances économiques, repose sur une hypothèse très forte: l'indépendance des performances potentielles des entreprises et de leurs décisions en matière d'emploi, sur laquelle nous reviendrons en détail dans la suite de notre étude. Cette condition est exigeante et nécessite le contexte très particulier de la randomisation, c'est-à-dire de l'affectation aléatoire des entreprises aux décisions d'emploi. Or, dans le cas présent, il est vraisemblable que les entreprises aient certaines caractéristiques intrinsèques conditionnant à la fois leurs performances et leurs décisions d'emploi (par exemple leurs performances passées). Dans ces conditions, la comparaison des performances moyennes pour les deux sous-populations d'entreprises, même après contrôle sectoriel, ne mesure pas l'effet des réductions d'effectifs sur les performances: il existe ce qu'on appelle un "biais de sélectivité".

Le traitement de ces biais de sélectivité dans l'analyse de l'évolution comparée des performances des entreprises en fonction de leur décision d'emploi constitue l'apport principal de notre travail.

2 Une analyse menée à partir des comptes des entreprises

2.1 Les sources

Les données utilisées résultent principalement de l'appariement de deux sources statistiques: les Déclarations de Bénéfices Réels Normaux (BRN) et les Déclarations Annuelles de Données Sociales

(DADS).

2.1.1 Les Déclaration des Bénéfices Réels Normaux (BRN) (1990-2000)

Les déclarations des Bénéfices Réels normaux sont remplies annuellement par les entreprises de plus de 3.5 millions de francs de chiffre d'affaires (530 000 euros⁹) soumises à l'impôt sur le revenu au titre des Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC). Les BIC correspondent aux bénéfices déclarés par les entreprises dont l'activité, commerciale, industrielle ou artisanale, est exercée dans un but lucratif (60% des entreprises, 94% du chiffre d'affaires).

Les déclarations des BRN comportent des informations sur les effectifs employés au 31 décembre de l'année et les performances économiques et financières de plus de 500 000 entreprises chaque année. Nous avons utilisé toutes les déclarations de la période 1990-2000.

La présentation des comptes suit le schéma imposé par l'administration fiscale (cf. les imprimés fiscaux joints en annexe A).

2.1.2 Les Déclarations annuelles de données sociales (DADS) (1994-2000)

Afin de compléter ces données, nous avons utilisé un certain nombre de variables issues des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), disponibles pour les années 1994 à 2000¹⁰. Ces déclarations constituent une formalité administrative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés. Dans ce document commun aux administrations sociales et fiscales, les employeurs sont tenus de communiquer annuellement pour chaque établissement, aux organismes de Sécurité sociale d'une part, à l'administration fiscale d'autre part, la masse des traitements qu'ils ont versés, les effectifs employés et une liste nominative de leurs salariés indiquant pour chacun le montant perçu des rémunérations salariales. C'est grâce à la Déclaration Annuelle de Données Sociales qu'une telle transmission d'information s'opère.

Depuis 1993, l'INSEE exploite les DADS de façon exhaustive pour observer et produire des statistiques économiques sur les salaires et le volume de travail associé, couvrant actuellement 80% des emplois salariés. La base ainsi constituée contient pour chaque type d'établissement deux types de variables:

- des variables par catégories de salariés qui sont plutôt descriptives du salarié (sexe, salaire, condition d'emploi, catégorie socioprofessionnelle)
- des variables agrégées par établissements qui sont la somme de variables individuelles (passage aux 35 heures, types d'accord, coût du travail, salaires).

Les variables des DADS ont été subdivisées en plusieurs modalités et agrégées par établissement. Nous disposons ainsi des effectifs, du nombre d'heures, du nombre de jours, des salaires bruts et du coût du travail par:

- âge: 4 modalités (moins de 25 ans, 25-35 ans, 35-50 ans, plus de 50 ans)
- sexe: 2 modalités
- qualification: 4 modalités (apprenti, peu qualifié, qualifié et très qualifié)
- condition d'emploi: travail à temps complet ou travail à temps partiel.

2.2 Usage et interprétation des données

2.2.1 Constitution de l'échantillon de travail

La constitution de l'échantillon d'entreprises s'est déroulée en plusieurs étapes

Appariement des données Afin de réaliser l'appariement des données issues des BRN et des DADS, nous avons commencé par agréger les variables des DADS par entreprise, à partir des données renseignées au niveau des établissements.

9. seuil de 1992.

10. Nous avons choisi de ne pas utiliser l'année 1993, pour laquelle les heures travaillées sont très mal renseignées.

Après appariement des différentes bases grâce aux identifiants d'entreprise SIREN, nous avons constaté que le recouvrement des échantillons était seulement partiel, du fait du caractère exhaustif des DADS, contrairement aux BRN. Nous n'avons conservé que les entreprises présentes dans les deux fichiers à la fois.

Elimination de certains secteurs Pour des raisons de mauvaise représentativité, les secteurs agriculture, énergie, activités financières et immobilières, administration publique et activités associatives ont tout d'abord été exclus.

Elimination des très petites entreprises Ensuite, seules ont été conservées les entreprises ayant compté, au moins une année, plus de 20 salariés, cette restriction étant imposée par la mauvaise représentativité et la qualité incertaine des données émanant des petites entreprises.

Le traitement des valeurs aberrantes ou non représentatives A l'issue de cette sélection, les distributions de la plupart des variables des BRN que nous avons sélectionnées présentaient un nombre important de valeurs aberrantes, d'origines diverses: erreur ponctuelle imputable à l'entreprise ou au mauvais report des données, non-respect des conventions d'écriture (sommes en milliers de francs, par exemple), non-représentativité de certaines valeurs, etc. La variété des situations et l'importance de l'échantillon interdisaient tout traitement au cas-par-cas. Aussi avons-nous choisi d'éliminer les valeurs situées en-deçà du 2^{ème} centile et au-delà du 98^{ème} centile. Cet écrêtage de 2% en haut et en bas de la distribution des variables a rendu possible l'obtention de distributions plus compactes.

A l'issue de cette sélection, nous aboutissons à un échantillon de 165 420 entreprises. La deuxième colonne du tableau 5 reporté en annexe B indique la répartition sectorielle des entreprises sélectionnées, par comparaison avec celle de l'ensemble des firmes présentes dans les BRN en 1996 (première colonne du tableau).

2.2.2 Les indicateurs de performance

Nous avons choisi d'utiliser trois grands types d'indicateurs: les ratios financiers, les variables d'emploi et les coûts salariaux.

Les ratios financiers: typologie Traditionnellement, l'analyse financière distingue plusieurs grandes catégories de ratios, en fonction des mécanismes économiques et financiers qu'ils servent à mettre en lumière. En nous inspirant de divers ouvrages de gestion financière (en particulier Charreaux (2000)[10], Colasse (2001)[11] ou Walsh(1998)[34]), nous avons choisi de définir cinq classes de ratios, renvoyant respectivement aux performances d'exploitation, à la situation financière, au partage de la valeur ajoutée, à l'efficacité productive et aux perspectives de croissance de l'entreprise. Pour chacune de ces classes, nous avons retenu les ratios qui nous paraissaient les plus représentatifs¹¹ (cf. annexe C pour une présentation détaillée des ratios retenus):

1- *Performances d'exploitation:*

- *rentabilité économique:* rentabilité de l'actif total ou *Return on assets* (RECO)
- *rentabilité financière:* rentabilité des capitaux propres ou *Return on equity* (REFI)

2- *Situation financière:* sous cette appellation générique sont regroupés les ratios de

- *liquidité:* Taux de fonds de roulement (TFR)
- *solidité financière:* poids des dettes financières (PDF)
- *pression financière:* taux d'insolvabilité (INSO)
- *endettement:* Taux d'endettement (TENDT).

3- *Partage de la valeur ajoutée:* taux de marge (MARGE).

11. Les ratios que nous avons retenus dans la présente étude ont été sélectionnés au terme d'une analyse approfondie de l'évolution comparée d'un grand nombre de ratios sur la période 1990-2000, analyse que nous n'avons pas jugé utile de reporter ici.

- 4- **Efficacité productive**: productivité horaire du travail (PHT), calculée en rapportant la valeur ajoutée au nombre d'heures travaillées¹².
- 5- **Perspectives de croissance**: taux d'investissement (TINV).

L'emploi Les effectifs proviennent des déclarations des BRN. Nous y avons ajouté un certain nombre de variables, calculées à partir des DADS, qui permettent de mieux appréhender les caractéristiques de l'emploi au sein de chaque entreprise (en équivalent horaire):

- La structure de l'emploi par sexe en 2 modalités:
 - S1: homme
 - S2: femme.
- La structure de l'emploi par âge en quatre tranches:
 - A1: moins de 25 ans
 - A2: 25-34 ans
 - A3: 35-49 ans
 - A4: plus de 50 ans.
- La structure de l'emploi par qualification, en 4 modalités:
 - Q0: apprentis et stagiaires
 - Q1: salariés peu qualifiés (ouvriers et employés non qualifiés)
 - Q2: salariés qualifiés (ouvriers et employés qualifiés)
 - Q3: salariés très qualifiés (chefs d'entreprise, cadres et professions intellectuelles supérieures, professions intermédiaires).

Les coûts salariaux Nous avons calculé, à partir des données issues des DADS et pour les années 1994 à 2000, le coût horaire moyen du travail (CHO)¹³ en rapportant le coût du travail au nombre d'heures travaillées au sein de chaque entreprise.

En utilisant les différentes variables présentées *supra*, nous avons cherché à répondre à la question suivante: comment évoluent les performances économiques des entreprises qui réduisent leurs effectifs? L'approche exploratoire que nous avons commencé par mettre en œuvre comporte un certain nombre de limites, en particulier l'existence de biais de sélectivité. Aussi y avons nous substitué une autre approche, plus complexe, s'inspirant des travaux de Rubin sur le traitement des biais de sélectivité.

3 Les enseignements d'une analyse exploratoire

La première démarche qui vient naturellement à l'esprit consiste à comparer l'évolution des divers ratios de performance économique tout au long de la période d'étude 1990-2000 en fonction de la politique d'emploi des entreprises à une date donnée. Nous avons choisi l'année 1996 comme année de référence dans la mesure où, étant située au milieu de la période d'étude, elle autorise à comparer l'évolution *antérieure* à l'évolution *postérieure* des ratios.

Notre analyse est centrée sur la notion de réduction d'effectifs, qui peut correspondre à des réalités très différentes, dont les licenciements ne constituent qu'une modalité. De nombreux autres cas de figure très différents sont en effet envisageables, notamment les démissions, le non renouvellement de contrats à durée déterminée, les départs à la retraite ou encore les cessions d'actifs (dans ce cas, la réduction

12. La plupart des auteurs évaluent l'efficacité productive d'une entreprise à partir de la productivité *apparente* du travail, calculée en rapportant la valeur ajoutée au nombre de salariés. Ce ratio présente néanmoins un inconvénient de taille: comme tous les ratios utilisant les effectifs au dénominateur il devient inutilisable en cas de variation conséquente des effectifs d'une année sur l'autre, puisqu'on rapporte des variables de flux, calculées sur l'ensemble de l'année (ici la valeur ajoutée) aux effectifs (stock) au 31 décembre. En pratique, cela conduit à une surestimation systématique de la productivité apparente du travail des entreprises ayant procédé à une réduction d'effectif au cours de l'année. La productivité *horaire* du travail ne présente pas cet inconvénient, dans la mesure où elle est calculée comme un rapport de variables de flux.

13. Ce ratio a été préféré au coût moyen du travail, calculé en rapportant le coût du travail au nombre de salariés, pour les mêmes raisons que celles évoquées dans la note précédente.

d'effectifs peut correspondre à la vente d'une partie de l'entreprise avec rattachement d'une partie de la main-d'œuvre à la nouvelle entité).

3.1 Constitution d'un sous-échantillon de travail

Dans la perspective d'une analyse longitudinale de la relation entre décisions d'emploi et performances économiques, nous avons décidé de nous limiter dans un premier temps aux entreprises pérennes au cours de la période 1990-2000 et dont les effectifs sont renseignés chaque année.

A l'issue de cette sélection, nous obtenons un panel de 53 026 entreprises présentes de 1990 à 2000, dont la répartition sectorielle est relativement proche de celle de l'échantillon de départ (cf. troisième colonne du tableau 5 reporté en annexe B).

La sélection de notre échantillon comporte un biais de sélection important: n'ont en effet été conservées que les entreprises pérennes sur la période 1994-2000, ce qui peut conduire à biaiser vers le haut les performances des entreprises du panel. On peut en effet raisonnablement supposer que dans la mesure où elles ont survécu sur l'ensemble de la période d'étude, ces firmes se portent en moyenne légèrement mieux que l'ensemble des entreprises, et que cet écart a tendance à s'accroître avec le temps.

3.2 La gestion de la main-d'œuvre des entreprises qui réduisent leurs effectifs

Avant d'aborder la question du lien entre réduction d'effectifs et performances économiques, nous avons souhaité caractériser la gestion de la main-d'œuvre des entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996¹⁴, avant et après la période de référence.

Taille des entreprises et décision d'emploi en 1996 Dans cette perspective, nous avons commencé par caractériser l'évolution de la taille médiane des entreprises au cours des années 1990, en fonction de leur décision d'emploi en 1996. Outre la taille globalement assez modeste des entreprises de notre échantillon

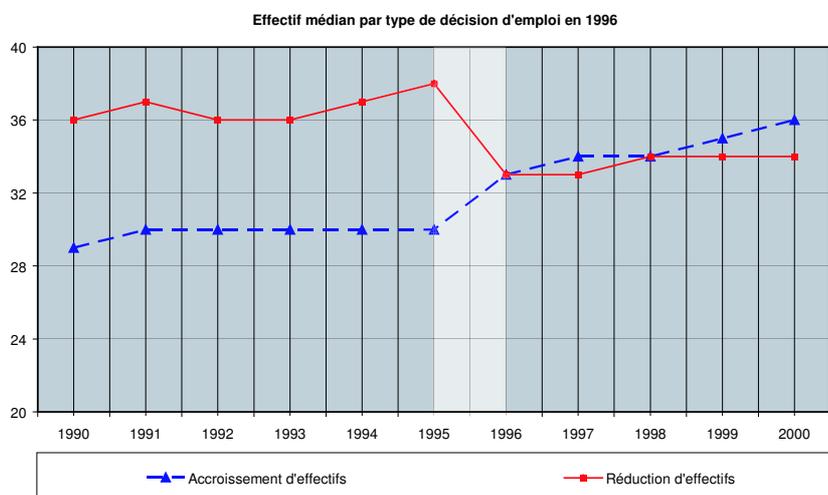


FIG. 1 – Evolution de l'effectif médian en fonction de la décision d'emploi en 1996

(autour de 30 salariés), on peut constater à la lecture de la figure 1 que les entreprises qui réduisent leurs effectifs en 1996 (en trait plein) sont dans la période immédiatement antérieure plus grandes que celles qui ont maintenu ou augmenté leurs effectifs (en pointillés). Naturellement, à la suite des réductions d'effectifs de 1996, les deux catégories d'entreprises se retrouvent à des tailles comparables (autour de 33 salariés).

14. Dans la suite de notre étude, nous parlerons indifféremment de "décision d'emploi en 1996" et d'"évolution de l'emploi entre 1995 et 1996". En effet, les effectifs issus des déclarations des BRN étant renseignés au 31 décembre de chaque année, l'évolution de l'emploi entre 1995 et 1996 correspond en réalité à des mesures prises au cours de l'année 1996.

Répartition des variations d'effectifs L'étape suivante a consisté à étudier la gestion de la main-d'œuvre des firmes qui ont réduit leurs effectifs en 1996 dans sa dimension extensive, en montrant comment se répartissent les différents types de gestion d'effectifs. Pour cela, nous avons calculé - avant et après 1996 - la proportion annuelle d'entreprises qui ont réduit leurs effectifs en fonction de la décision d'emploi des firmes en 1996. Les résultats sont reportés à la figure 2: les firmes qui ont réduit leurs effec-

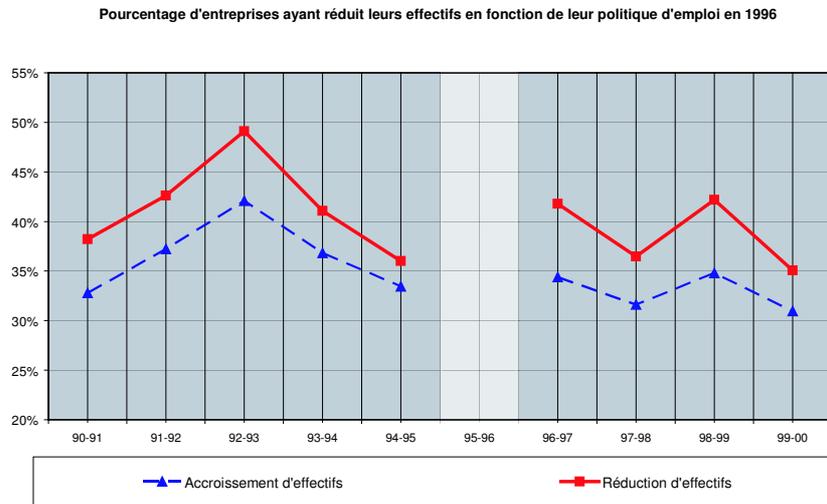


FIG. 2 – Répartition des variations d'effectifs en fonction de la décision d'emploi en 1996

tifs sont représentés en trait plein, alors que celles qui ont augmenté leurs effectifs le sont en pointillés. Il apparaît que les firmes ayant réduit leurs effectifs en 1996 sont également plus nombreuses que les autres à réduire leurs effectifs les autres années. D'une manière systématique, on constate en effet que parmi ces firmes, la proportion de celles qui réduisent leurs effectifs les autres années dépasse d'environ 5 points celle des firmes qui n'ont pas réduit leurs effectifs en 1996. Que traduit cette régularité? Il semblerait que ces firmes aient structurellement tendance à réduire leurs effectifs, ce qui peut apparaître en première analyse comme un signe de mauvaise santé économique.

Intensité des variations d'effectifs Nous avons ensuite examiné l'intensité des variations annuelles d'effectifs en fonction de la décision d'emploi en 1996.

Nous avons vu que l'évolution de la taille des entreprises au cours des années 1990 dépend directement de leur décision d'emploi en 1996. Par conséquent, la mise en évidence d'un lien éventuel entre la taille des entreprises et l'intensité des variations d'effectifs s'impose comme un préalable à l'étude de l'intensité des variations d'effectifs en fonction de la décision d'emploi en 1996. Dans le tableau 1 sont reportées les médianes des augmentations et des réductions d'effectifs en 1996 en fonction de la taille des entreprises en 1995. On remarque qu'en règle générale, les variations d'effectifs croissent en raison inverse de la taille des entreprises. Ce résultat est relativement intuitif: lorsqu'elles existent, les variations des effectifs des entreprises de moins de 20 salariés sont nécessairement supérieures à 5%, ce qui n'est pas le cas des grandes entreprises.

L'analyse de la manière dont évolue l'intensité des variations d'emploi en fonction de la décision d'emploi en 1996 doit tenir compte de ce phénomène. Chaque année, nous avons calculé les médianes de deux types de variations d'effectifs - les augmentations et les réductions - en distinguant deux groupes d'entreprises: celles qui ont réduit leurs effectifs en 1996 et les autres. Nous obtenons donc deux séries de mesures: l'intensité des réductions d'effectifs (cf. fig. 3) et l'intensité des augmentations d'effectifs (cf. fig. 4) en fonction de la décision d'emploi en 1996. L'interprétation du premier de ces deux graphiques (fig. 3) est relativement simple, compte-tenu des remarques formulées au paragraphe précédent. Le fait que comparativement aux autres entreprises, les réductions d'effectifs aient été moins intensives (avant 1996), puis similaires (après 1996) pour les entreprises ayant réduit leurs effectifs en 1996, résulte pour l'essentiel d'un effet de taille (les réductions d'effectifs croissant en raison inverse de la taille).

TAB. 1 – Variation médiane des effectifs par taille en 1994 et décision d'emploi en 1995

Politique d'emploi en 1996	Taille (effectifs salariés en 1995)	Médiane de la variation des effectifs en 1996
Réduction d'effectifs	0-19	- 12.5%
	20-49	-9.1%
	50-199	-6.9%
	200-499	-4.3%
	500-999	-4.1%
	+ de 1000	-4.1%
Accroissement d'effectifs	0-19	10.0%
	20-49	4.8%
	50-199	4.9%
	200-499	4.1%
	500-999	3.4%
	+ de 1000	4.6%

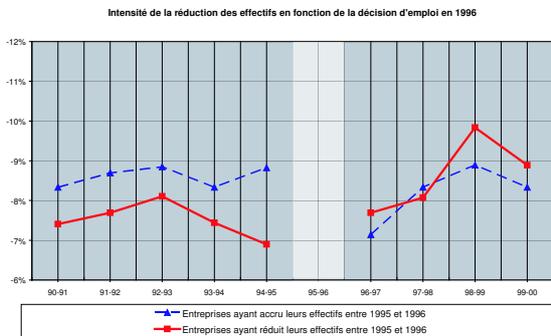


FIG. 3 – Intensité médiane de la réduction des effectifs en fonction de la décision d'emploi en 1996

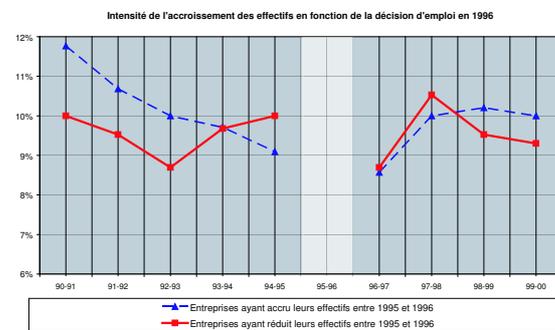


FIG. 4 – Intensité médiane de l'accroissement des effectifs en fonction de la décision d'emploi en 1996

Le second graphique (fig. 4) est plus intéressant: il nous montre que les entreprises qui ont accru leurs effectifs en 1996 (en pointillés) non seulement sont moins nombreuses à embaucher (cf. fig. 2), mais embauchent toujours moins que les autres (en trait plein), à l'exception des années encadrant 1996, où elles embauchent plus. L'intensité des embauches n'est donc pas gouvernée principalement par l'effet-taille évoqué *supra*. A défaut d'explication évidente, nous avançons prudemment l'hypothèse selon laquelle ce phénomène serait le reflet des surajustements d'effectifs auxquels donnent lieu les erreurs d'anticipations des dirigeants d'entreprise¹⁵. Il paraît dès lors raisonnable de supposer qu'une partie des entreprises qui ont réduit (respectivement accru) leurs effectifs en 1996 l'ont fait en raison d'embauches excessives (respectivement insuffisantes) l'année précédente, à tel point que les courbes d'embauches se croisent en 1995. A partir de 1997, l'infériorité persistante de l'intensité des embauches pour les entreprises ayant réduit leurs effectifs en 1996 semble traduire une certaine faiblesse de la dynamique de création d'emplois de ces firmes.

On pourrait donc résumer le principal enseignement de cette analyse liminaire sous la forme du paradoxe suivant: les entreprises qui réduisent leurs effectifs en 1996, tout en étant systématiquement plus nombreuses que les autres à réduire leurs effectifs, ont embauché de manière plus intensive en 1995.

15. la notion managériale de "gestion prévisionnelle de l'emploi" traduit bien cette dimension anticipative de la gestion des effectifs.

3.3 Les réductions d'effectifs ont-elles une vertu thérapeutique?

3.3.1 Typologie des variations d'effectifs

En nous inspirant de la méthodologie de Cascio, Young et Morris (1997 et 1999) ([8] et [9]), nous avons partitionné notre échantillon de 53 026 entreprises en fonction de leurs décisions d'emploi en 1996. La principale variable d'intérêt est alors la variation de l'emploi entre 1995 et 1996, telle qu'on peut la calculer à partir des déclarations des BRN. Le choix des différents seuils est arbitraire: de même que Cascio, Young et Morris, nous avons choisi les seuils de $\pm 5\%$, car ils permettent d'obtenir des catégories relativement équilibrées:

- La catégorie *forte réduction des effectifs* correspond aux entreprises qui ont réduit leurs effectifs de plus de 5% entre 1995 et 1996.
- La catégorie *réduction modérée des effectifs* correspond aux entreprises qui ont réduit leurs effectifs de moins de 5% entre 1995 et 1996.
- La catégorie *stabilité ou accroissement modéré des effectifs* correspond aux entreprises dont les effectifs n'ont pas varié ou ont été réduits de moins de 5% entre 1995 et 1996.
- La catégorie *fort accroissement des effectifs* correspond aux entreprises qui ont accru leurs effectifs de plus de 5% entre 1995 et 1996.

Le tableau 2 indique la répartition obtenue:

TAB. 2 – Répartition des entreprises en fonction de leur politique d'emploi en 1996

Politique d'emploi en 1996	Variation des effectifs	Répartition des entreprises
Forte réduction d'effectifs	$\Delta < -5\%$	26.88%
Réduction d'effectifs modérée	$-5\% \leq \Delta < 0\%$	12.45%
Stabilité ou accroissement modéré des effectifs	$0\% \leq \Delta \leq 5\%$	29.15%
Fort accroissement des effectifs	$\Delta > 5\%$	31.52%

3.3.2 Gestion de la main-d'œuvre et rentabilité économique

A partir de cette catégorisation, on a pu calculer l'évolution d'un certain nombre d'indicateurs de performance économique en fonction de la politique d'emploi adoptée en 1996. Pour cela, nous avons calculé pour chaque type de politique d'emploi, la médiane annuelle de l'indicateur de performance individuelle, ainsi que la médiane de la croissance de cet indicateur d'une année sur l'autre (différence première). Nous avons choisi de ne présenter ici que les résultats qui concernent la rentabilité économique (RECO), à travers les évolutions comparées de ce ratio pour les quatre catégories d'entreprises (cf. fig. 5 et 6).

A première vue, il semble que ces évolutions soutiennent la thèse d'un sensible redressement des entreprises qui ont procédé à des réductions d'effectifs au cours de l'année 1996, et ce d'autant plus que l'ajustement a été important. A la lecture des graphiques reproduits ci-contre, on peut en effet constater qu'en moyenne, avant 1995, la rentabilité économique des entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 était plus faible que celle des autres entreprises (cf. fig. 5). En revanche, à partir de 1995, elle a progressivement rejoint celle des entreprises dont les effectifs sont restés stables entre 1995 et 1996. La comparaison des évolutions de la rentabilité économique en différence première est encore plus saisissante (cf. fig. 6): avant 1994, la rentabilité des entreprises qui réduisent leurs effectifs en 1996 connaît une croissance systématiquement inférieure à celle des autres entreprises et l'écart s'accroît entre 1990 et 1995, ce qui semble indiquer que les réductions d'effectifs répondent à une dégradation des performances économiques. Au contraire, à partir de 1996, la rentabilité économique des entreprises qui ont réduit leurs effectifs connaît en moyenne une croissance supérieure à celles des autres entreprises: il semble que ces entreprises aient bénéficié d'une amélioration durable de leurs performances, puisque 5 ans après les réductions d'effectifs, la croissance médiane de leur rentabilité économique reste supérieure à celle des autres entreprises.

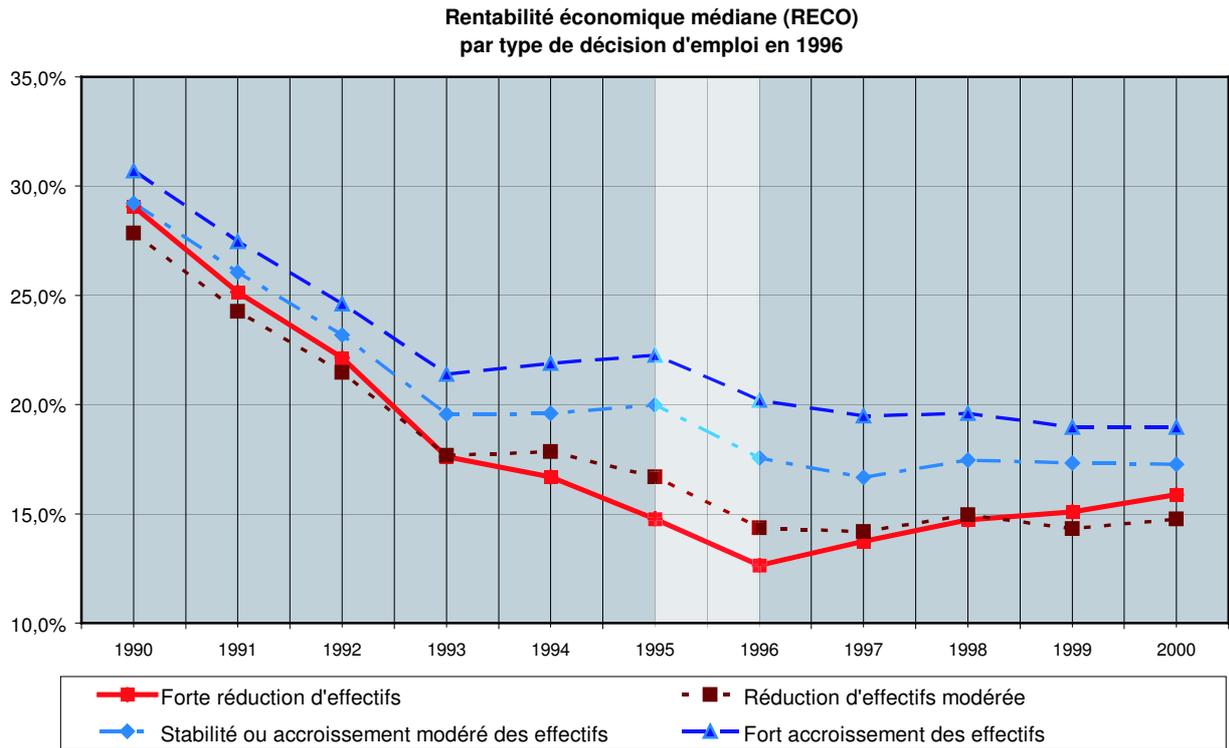


FIG. 5 – Rentabilité de l'actif total moyenne (RECO) par type de décision d'emploi en 1996

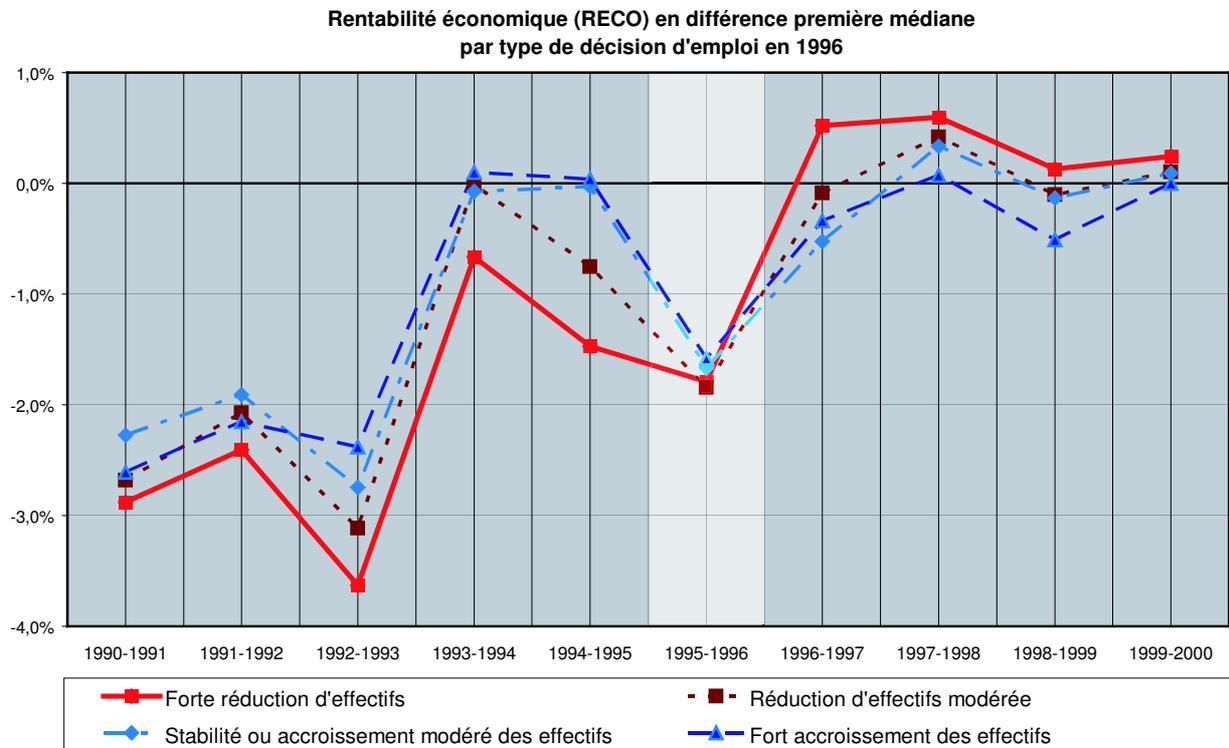


FIG. 6 – Rentabilité de l'actif total (RECO) en différence première moyenne par type de décision d'emploi en 1996

3.3.3 Le rôle des variations d'actif

Cascio, Young et Morris (1997 et 1999) ([8] et [9]) ont montré que l'impact des réductions d'effectifs sur les performances économiques dépendait en grande partie des variations d'actifs qui les accompagnaient. En effet, une réduction d'effectifs sans variation d'actifs correspondraient plutôt à des licenciements "secs"; en revanche, lorsqu'elles sont accompagnées de cessions d'actifs, ces réductions correspondraient plutôt à des restructurations ou, éventuellement, à du *downsizing*.

Afin d'étudier le rôle des variations d'actifs, nous avons procédé comme suit: après avoir regroupé les deux catégories de réduction d'effectifs, nous avons distingué quatre types de variations d'actifs, définies par le sens et l'intensité de l'évolution des immobilisations brutes (IMMOB) entre 1995 et 1996. Le tableau 3 montre comment les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 se répartissent entre ces quatre groupes.

TAB. 3 – Répartition des variations d'actif des entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996

Gestion de l'actif en 1996	Variation des immobilisé	Répartition des entreprises
Forte cession d'actifs	$\Delta < -5\%$	21.45%
Cession d'actifs modérée	$-5\% \leq \Delta < 0\%$	16.33%
Stabilité ou acquisition modérée d'actifs	$0\% \leq \Delta \leq 5\%$	31.28%
Forte acquisition d'actifs	$\Delta > 5\%$	30.94%

L'évolution globalement favorable de la rentabilité économique est-elle commune aux différentes formes de réduction d'effectifs que nous avons précédemment identifiées? Pour répondre à cette question, nous avons choisi de comparer les évolutions de la rentabilité économique des entreprises qui ont réduit leurs effectifs en fonction de la gestion simultanée de leur actif (cf. fig. 7 et 8).

A la lecture des graphiques, on constate une certaine hétérogénéité de la catégorie "réduction d'effectifs": les évolutions de la rentabilité économique médiane en niveau et en différence première des entreprises qui, tout en ayant réduit leurs effectifs, ont cédé ou accru modérément leurs actifs, sont très semblables à celles de la catégorie "réduction d'effectifs" dans son ensemble; en revanche, la catégorie "réduction d'effectifs et forte acquisition d'actifs" présente des évolutions sensiblement différentes. On peut formuler trois remarques à ce sujet:

- La chute de la rentabilité économique entre 1995 et 1996 de cette catégorie a probablement une origine comptable, dès lors que l'acquisition d'actifs entraîne mécaniquement un accroissement du dénominateur de la rentabilité économique, et conséquemment la baisse de ce ratio.
- La rentabilité économique de ces entreprises a enregistré en moyenne une moindre décroissance que celle des deux autres types d'entreprises ayant réduit leurs effectifs: la réduction d'effectifs dans ce cas ne semble donc pas avoir eu une dimension "réactive" (c'est-à-dire déterminée par la dégradation des performances économiques), mais plutôt "proactive".
- Enfin, l'évolution de la croissance médiane de la rentabilité économique de ces entreprises à partir de 1997 diffère très peu de celle des entreprises qui n'ont pas réduit leurs effectifs entre 1995 et 1996. Autrement dit, il ne paraît pas justifié ici de parler d'une quelconque "vertu thérapeutique" de la réduction d'effectifs, contrairement à ce qui ressort - en première analyse - de l'analyse des autres formes de réductions d'effectifs.

Il semblerait donc que la combinaison réduction d'effectifs/variation de l'actif soit un élément important à prendre en considération lorsqu'on cherche à caractériser l'évolution des performances économiques des entreprises qui réduisent leurs effectifs.

Bien qu'elle permette de mettre à jour des dimensions essentielles de l'analyse, la démarche que nous avons suivi jusqu'à présent comporte un certain nombre de limites dont il convient de percevoir les enjeux.

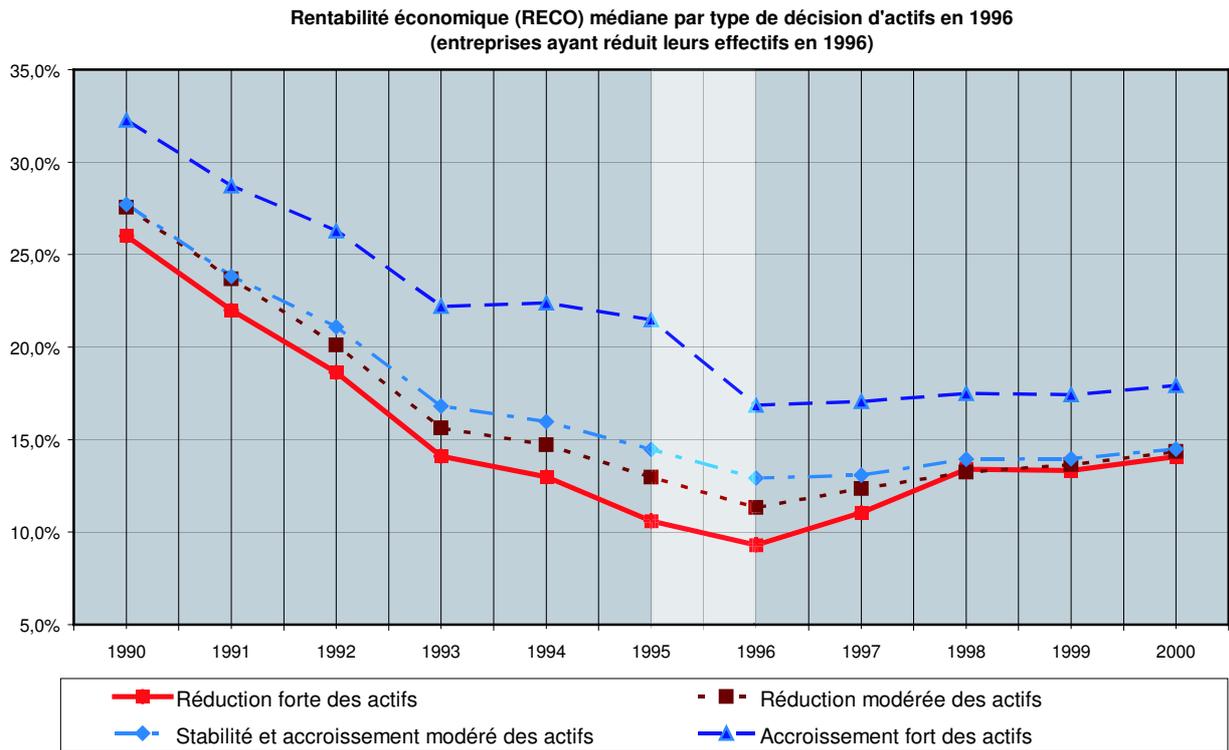


FIG. 7 – Rentabilité de l'actif total moyenne (RECO) par type de réduction d'effectifs en 1996

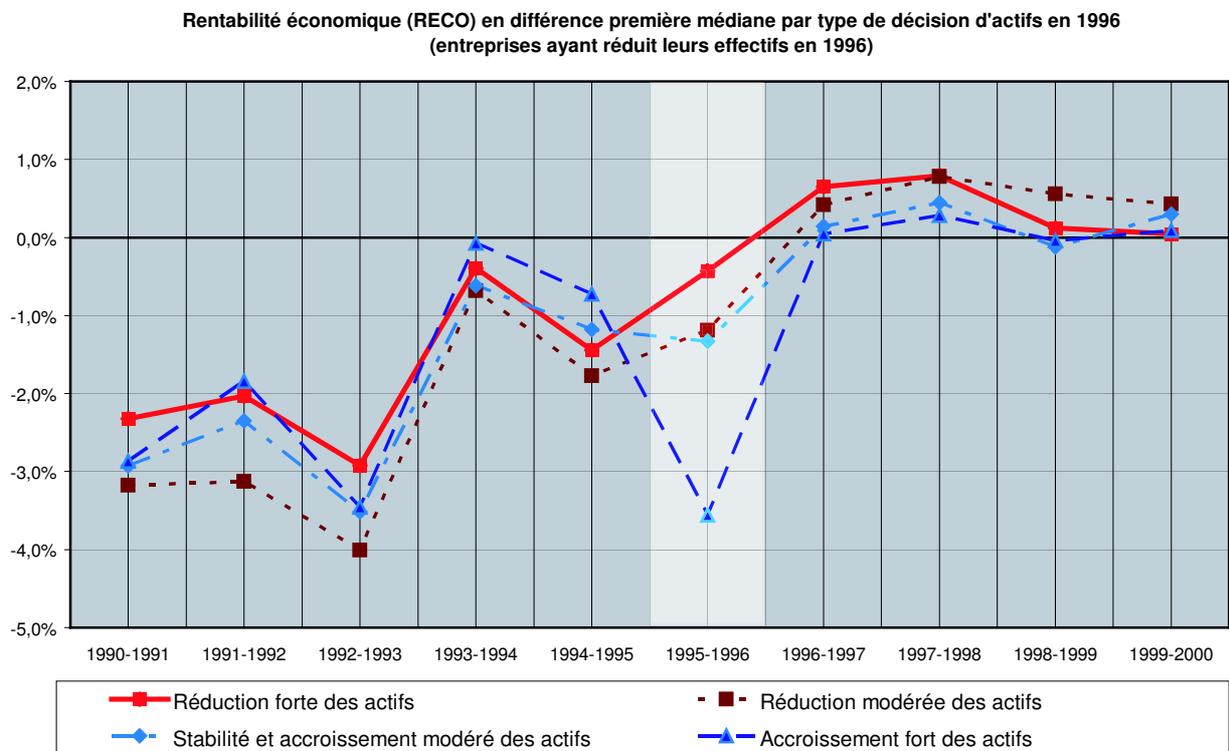


FIG. 8 – Taux de croissance moyen de la Rentabilité de l'actif total (RECO) par type de réduction d'effectifs en 1996

3.4 Limites de l'approche exploratoire: seuils et biais de sélectivité

3.4.1 La définition des seuils

Caractériser les variations d'effectifs à travers l'utilisation de seuils tels que ceux que nous avons ici utilisés (5%) nous paraît en réalité assez mal adapté à l'étude de l'impact des réductions d'effectifs sur les performances économiques des entreprises. En effet, nous avons vu précédemment (cf. tableau 1) que l'intensité des variations d'effectifs n'est pas indépendante de la taille des entreprises, si bien que la définition de catégories de décision d'emploi à partir de seuils risque d'introduire d'importants biais de sélection.

C'est pourquoi nous pensons qu'il est préférable d'utiliser une variable dichotomique distinguant les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 de celles qui les ont accrus ou maintenus stables. Ce choix se justifie d'autant plus que la rentabilité économique des entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1995 évolue de manière similaire (seule change l'ampleur des variations) pour les différents seuils (0 et 5 %). L'inconvénient majeur d'une telle variable, à savoir la prise en compte de variations insignifiantes, ne nous paraît pas invalider *a priori* son emploi, dans la mesure où nous avons pu constater que l'intensité médiane des réductions d'effectifs se situe en général à des niveaux assez élevés (autour de 8%) (cf. fig. 3).

3.4.2 L'existence de biais de sélectivité

Corrélation n'est pas causalité... A l'évidence, l'approche précédente est tout à fait insuffisante. L'analyse menée jusqu'ici repose en effet simplement sur l'écart entre les performances médianes des entreprises en fonction de leur décision d'emploi en 1996. L'interprétation de cette simple corrélation comme une relation causale entre la décision d'emploi et les performances des entreprises pose en réalité de nombreux problèmes. La principale difficulté réside dans l'existence de "biais de sélectivité": il est en effet possible que certaines caractéristiques des entreprises conditionnent à la fois leurs performances et leur décision d'emploi.

Considérons par exemple l'effet de la réduction d'effectifs sur la de croissance de la rentabilité économique. Evaluer cet effet en comparant la croissance de la rentabilité économique des entreprises qui ont réduit leurs effectifs et celle des autres entreprises conduit probablement à une surestimation. En effet, s'il existe une corrélation positive entre réduction des effectifs et taux de croissance ultérieur de la rentabilité économique, il ne s'agit pas pour autant d'une relation causale.

Un effet de rattrapage? Parmi les nombreux biais de sélectivité possibles, nous avons jugé utile de décrire celui qui provient de la relation inverse qui lie le niveau initial de la rentabilité économique à son taux de croissance ultérieur. On constate en effet que la rentabilité des entreprises de notre échantillon croît d'autant plus vite que celles-ci sont moins rentables initialement: le coefficient de corrélation de Spearman entre niveau de rentabilité en 1995 et croissance ultérieure de la rentabilité entre 1995 et 2000 est significatif à 1% et égal à -0.4107.

Or, on a vu précédemment que les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 étaient en moyenne moins rentables que les autres (cf. fig. 5). Il se pourrait donc qu'on attribue à tort le redressement de la rentabilité économique aux réductions d'effectifs, alors qu'il ne serait en réalité que la manifestation d'une sorte d'effet de rattrapage. Le rôle de la réduction d'effectifs dans ce processus de convergence est incertain. En divisant l'échantillon d'entreprises en quartiles selon leur niveau de rentabilité économique en 1995, nous observons que la décision d'emploi en 1996 (réduction d'effectifs en trait plein; accroissement d'effectifs en pointillés) ne semble plus avoir qu'un impact marginal à long terme sur les performances de l'entreprises (cf. fig. 10 reportée à l'annexe D).

La méthode présentée ci-dessus est donc largement inadaptée dès lors que nous souhaitons nous assurer que la variable de réduction des effectifs isole bien la réduction des effectifs, et seulement elle. On ne peut avoir recours à une simple régression $Y = \alpha T + X\beta + U$ de l'évolution des performances Y sur l'indicatrice T qui vaut 1 lorsqu'une entreprise a réduit ses effectifs entre 1995 et 1996 et un ensemble de variables de contrôle, dans la mesure où une telle régression sur X peut donner un estimateur biaisé de la mesure à cause de la corrélation entre U et T .

Avant de présenter la méthode d'estimation que nous avons retenue pour traiter les biais de sélectivité évoqués ci-dessus, nous présentons un cadre d'analyse très simple permettant de préciser l'évolution attendue des performances des entreprises qui réduisent leurs effectifs.

4 Réduction d'effectifs et performances économiques: quelles relations?

L'évolution des performances économiques des entreprises qui réduisent leurs effectifs dépend du type de chocs auxquels celles-ci font face. Afin de préciser les relations que l'on peut dériver théoriquement, nous présentons un modèle de choix de la quantité de travail (effectifs salariés), dans lequel l'entreprise a une technologie de production de Cobb-Douglas à rendements constants, avec trois facteurs de production: le capital K , le travail non qualifié L et le travail qualifié H . A chaque type de travail est associé un facteur de productivité spécifique θ^L et θ^H . Cette entreprise est en situation de concurrence monopolistique: la demande qui lui est adressée dépend ainsi de son taux de mark-up μ et du prix p . On notera Q^d la demande et $R = pQ^d$ les recettes de l'entreprise. Les principaux calculs seront donnés en annexe E.

$$Q^s = AK^{1-\alpha-\beta}(\theta^L L)^\alpha(\theta^H H)^\beta \quad Q^d = Q_0 p^{-\mu/(\mu-1)} \quad (1)$$

4.1 création de l'entreprise et équilibre initial

Pour financer les investissements en machines, l'entrepreneur s'endette en première période pour un montant K_0 , donnant lieu à des charges d'intérêt rK_0 . Nous ferons l'hypothèse d'une viscosité des immobilisations corporelles, qui ne peuvent être modifiées d'une période sur l'autre. A la période initiale $t = 0$, les prix du travail sont fixés par le marché aux niveaux $w_0^H = w^H$ et $w_0^L = w^L < w^H$. L'entrepreneur choisit alors les quantités optimales d'inputs maximisant le profit $\Pi = pQ^d - w_0^L L_0 - w_0^H H_0 - rK_0$, ce qui détermine les quantités d'input d'équilibre égalisant productivité marginale et coût. Le taux de marge de l'entreprise (*TMARGE*) et son taux de rentabilité économique (*RECO*) sont alors fixées aux niveaux:

$$TMARGE_0 = \frac{\mu - \frac{\alpha}{\theta^L} - \frac{\beta}{\theta^H}}{\mu} \quad RECO_0 = \frac{\mu - \frac{\alpha}{\theta^L} - \frac{\beta}{\theta^H}}{1 - \alpha - \beta} r \quad (2)$$

4.2 Evolution de l'emploi et de la rentabilité

A partir de ce cadre théorique, nous examinons les différentes situations susceptibles de motiver une réduction d'effectifs. En particulier, nous considérons plusieurs types de chocs nécessitant un ajustement de l'emploi pour rétablir l'optimalité productive.

4.2.1 choc technologique et *reengineering*

La littérature managériale, dans ses analyses des décisions d'emploi, met en avant un modèle de *reengineering* dans lequel une entreprise peut, en réduisant ses effectifs, mettre en place une nouvelle organisation du travail plus efficiente. Il s'agit alors d'une politique proactive, visant à réduire la masse salariale tout en augmentant la productivité du travail¹⁶. Les grandes transformations du travail industriel rentrent dans le cadre de ce modèle managérial, depuis le fordisme des années 20 jusqu'à la mise en place du juste-à-temps dans les années 80: ces modifications du métier ouvrier, de ses gestes et de son rythme de travail furent conditionnées par des ajustements importants de la quantité et de la structure du travail. On supposera ainsi que l'entrepreneur a la possibilité d'implémenter une nouvelle organisation, telle que

16. La productivité du travail peut varier en fonction de l'intensité de l'effort fourni par les travailleurs (modèles de salaire d'efficience, où une augmentation salariale peut être négociée en échange d'une hausse de l'effort fourni) comme de l'adéquation entre travail et capital (modèles de *reengineering*, où une variation des effectifs peut modifier la productivité du travail). Les deux types d'explication diffèrent par la variable d'action: dans les modèles de salaire d'efficience, l'entrepreneur joue sur les niveaux de rémunération pour inciter ou sélectionner les travailleurs; dans les modèles de *reengineering*, l'entrepreneur joue sur la quantité de travail et son agencement pour accroître la productivité.

la productivité y soit modifiée aux niveaux θ_1^L et θ_1^H . Si cette organisation est adoptée, la structure de l'emploi s'établira à :

$$\frac{L_1}{H_1} = \frac{\theta_1^H \theta_0^L L_0}{\theta_0^H \theta_1^L H_0}$$

Elle ne restera stable que si les productivités des deux catégories de travail évoluent dans les mêmes proportions. Sinon, la structure de l'emploi évoluera en raison inverse du rapport de productivité :

$$\frac{PHT_1^L}{PHT_0^L} = \frac{R_1/L_1}{R_0/L_0} = \frac{\theta_1^L}{\theta_0^L} \qquad \frac{L_1}{L_0} = \frac{\theta_0^L}{\theta_1^L}$$

Une hausse de la productivité θ^L permettra par exemple à l'entreprise d'économiser sur la quantité de travail non-qualifié nécessaire à la production d'un niveau donné d'output. Autrement dit, à un même niveau de travail productif correspondra une quantité moindre de travail brut. Le taux de marge et la rentabilité économique deviennent :

$$\frac{TMARGE_1}{TMARGE_0} = \frac{RECO_1}{RECO_0} = \frac{\mu - \frac{\alpha}{\theta_1^L} - \frac{\beta}{\theta_1^H}}{\mu - \frac{\alpha}{\theta_0^L} - \frac{\beta}{\theta_0^H}} \quad (3)$$

En cas de choc de productivité favorable, la hausse de la rentabilité économique se traduira par une amélioration du taux de marge de l'entreprise, à recettes constantes. En effet, la mise en place de la nouvelle organisation du travail permettra un partage de la valeur ajoutée plus favorable à l'entreprise, en réduisant la part des salaires.

4.2.2 choc de demande

A la fin de la période $t = 0$, l'entrepreneur anticipe une chute transitoire de la demande, qui devient $Q^d = Q_1 p^{-\mu/(\mu-1)}$ avec $Q_1 < Q_0$. Le salaire de marché des non-qualifiés et des qualifiés est stable ($w_1^L = w_0^L$ et $w_1^H = w_0^H$), ce qui assure la stabilité de la structure de l'emploi. Le taux de marge ne change pas. En revanche, les niveaux d'emploi des deux catégories de travailleurs diminuent en fonction du rapport Q_1/Q_0 . La rentabilité économique s'établit au niveau :

$$\frac{RECO_1}{RECO_0} = \left(\frac{Q_1}{Q_0}\right)^{\frac{\mu-1}{\mu-\alpha-\beta}} \quad (4)$$

A la suite d'un choc transitoire de demande, aucune modification n'est attendue sur le coût du travail, ni sur le taux de marge. Ce résultat tient cependant à l'absence de coûts induits par les réductions d'effectifs. Au contraire, si l'on prend en compte l'existence de tels coûts, le modèle prédit une hausse momentanée du coût du travail l'année des réductions d'effectifs, avant de revenir au niveau initial. Le taux de marge connaîtra de même une baisse transitoire.

4.2.3 choc sur la structure des coûts salariaux

Supposons qu'à la période $t = 1$, chaque catégorie de travailleurs soit susceptible de s'organiser en vue d'obtenir un pouvoir de négociation s sur le niveau des salaires¹⁷. Nous nous plaçons ainsi dans le cadre d'un modèle de droits à gérer. La fonction d'utilité du syndicat V_L valorise positivement les hausses salariales et les recrutements, et négativement les licenciements (spécification en annexe E). Entrepreneur et syndicat négocient le niveau de salaire, puis l'entreprise ajuste sa demande de travail. Les négociations pour les travailleurs non-qualifiés sont représentées par le programme suivant :

$$\max_{w,L} \Pi(w, L(w))^{1-s^L} V_L(w, L(w))^{s^L} \quad (5)$$

17. s^L pour le travail non qualifié, s^H pour le travail qualifié.

L'équilibre de négociation aboutit à une hausse du salaire des non-qualifiés, et une baisse du niveau d'emploi, expliquant une hausse de la productivité du travail

$$w_1^L = [1 + s^L(\frac{\mu}{\alpha} - 1)]w^L \quad \frac{PHT_1^L}{PHT_0^L} = \frac{R_1/L_1}{R_0/L_0} = [1 + s^L(\frac{\mu}{\alpha} - 1)]$$

Soit $\mu_\alpha = \frac{\alpha}{\mu - \alpha}$ le pouvoir de négociation "naturel" (ou d'équilibre) des travailleurs non-qualifiés: μ_α correspond en effet à la part maximale de la valeur ajoutée que les non-qualifiés peuvent espérer obtenir, une fois pris en compte le pouvoir de marché μ de l'entreprise¹⁸. La part du travail non-qualifié dans l'entreprise sera réduite dès que $s^L/s^H > \mu_\alpha/\mu_\beta$:

$$\frac{L_1}{H_1} = \frac{[1 + s^H(\frac{\mu}{\beta} - 1)] L_0}{[1 + s^L(\frac{\mu}{\alpha} - 1)] H_0}$$

Notons que le coût du travail est affecté par deux effets distincts: un effet direct correspondant à la hausse des salaires, et un effet indirect induit par la substitution entre les deux types de travail. Ainsi, si les deux effets vont dans le même sens lorsque le salaire des non-qualifiés s'accroît¹⁹, ils s'opposent lorsque le coût salarial des qualifiés est augmenté. Les conditions d'optimalité de la politique d'emploi restent valides (égalisation de la recette marginale et du coût marginal), ce qui garantit une stabilité du taux de marge ($TMARGE_1 = TMARGE_0$). L'évolution de la rentabilité économique est donnée par:

$$\frac{RECO_1}{RECO_0} = [1 + s^L(\frac{\mu}{\alpha} - 1)]^{-\frac{\alpha}{\mu - \alpha - \beta}} [1 + s^H(\frac{\mu}{\beta} - 1)]^{-\frac{\beta}{\mu - \alpha - \beta}} \quad (6)$$

Pour simplifier, supposons que les travailleurs qualifiés ne soient pas organisés ($s^H = 0$). Le taux de croissance de la rentabilité économique est alors proche de $-s^L \frac{\mu - \alpha}{\mu - \alpha - \beta}$. Autrement dit, l'impact négatif d'une hausse des salaires des non-qualifiés sur la rentabilité économique dépend d'une part du rapport entre le pouvoir de négociation du syndicat (soit s^L) et d'autre part du niveau relatif du pouvoir de mark-up μ par rapport aux élasticités α et β (si le pouvoir de marché de l'entreprise est très grand, l'impact de la hausse salariale sur sa rentabilité économique est moindre).

4.3 Recapitulatif

Chaque type de choc permet de mettre en évidence des faits stylisés quant aux relations unissant réduction d'effectifs et performances économiques:

- *choc technologique*: la réduction des effectifs accompagne un accroissement de la productivité des travailleurs non-qualifiés, suivi d'une hausse du coût du travail (à cause de l'effet de structure de l'emploi), du taux de marge et de la rentabilité. Cette situation correspond à une *politique de reengineering*, de nature *proactive*.
- *choc de demande*: une baisse de la demande conduit à une réduction des effectifs, toutes qualifications confondues. Une telle situation se caractérise par une chute provisoire de la rentabilité et - en présence de coûts induits de réduction d'effectifs - par une réduction du taux de marge et une augmentation du coût du travail, de manière transitoire. Un choc négatif de demande n'a en revanche aucun effet sur la structure de l'emploi et la productivité du travail. La réduction d'effectifs motivée peut dans ce cas être qualifiée de *réactive*, dans la mesure où elle est déterminée uniquement par les conditions extérieures du marché.
- *Choc salarial*: l'apparition d'un pouvoir de négociation des travailleurs non qualifiés permet d'associer une réduction des effectifs à une hausse du coût du travail. Cette hausse des coûts est à la fois la cause de la réduction d'effectifs (la hausse de w_1^L conduit à une réduction de L_1), et sa conséquence (la modification de la structure du travail L_1/H_1 conduit à une part plus importante du travail qualifié, ce qui renchérit le coût salarial moyen).

Nous résumons ces différents effets attendus dans le tableau suivant. Une représentation dynamique est proposée en annexe E.

18. Notons qu'un μ élevé réduit le pouvoir de négociation d'équilibre: l'entreprise dispose alors d'un pouvoir tel sur le marché qu'elle peut réaliser des bénéfices avec un recours minimal au travail.

19. la demande de demande se reporte alors vers les qualifiés dont le coût salarial est structurellement plus élevé.

TAB. 4 – Effets attendus de trois types de chocs sur les performances économiques des entreprises qui réduisent leurs effectifs

	$d\theta^L > 0$	$dQ < 0$	$ds^L > 0$
niveau de l'emploi non qualifié (L)	↓	↓	↓
niveau de l'emploi qualifié (H)	↓	↓	↑
structure de l'emploi (L/H)	↓	=	↓
coût du travail (CHO_i)	↑	↑	↑
Productivité du travail L (PHT_L)	↑	=	↑
Productivité du travail H (PHT_H)	=	=	=
Productivité du travail (PHT)	↑	=	↑
taux de marge (TMARGE)	↑	↓	=
taux de rentabilité (RECO)	↑	↓	↓

5 Estimation et résultats

5.1 Stratégie d'estimation

Afin d'estimer ce modèle de réductions d'effectifs, nous avons choisi de nous situer dans le cadre conceptuel du modèle de Rubin (1974)[31] tel qu'il est présenté par Bruno Crépon dans Brodaty, Crépon et Fougère (2002)[3], dans la mesure où cette approche permet de définir clairement la nature du biais de sélectivité que l'on cherche à traiter.

Le modèle de Rubin, initialement développé pour évaluer l'efficacité des traitements dans le domaine médical a été par la suite étendu à l'évaluation des politiques de l'emploi. Une question récurrente dans le domaine de l'évaluation est celle des biais de sélectivité: dans le cas qui nous intéresse, une réduction d'effectifs mise en œuvre par une entreprise est une décision rationnelle et n'est probablement pas indépendante de ce qu'aurait été la situation de l'entreprise si elle n'avait pas réduit ses effectifs. Une comparaison directe entre les performances des deux populations d'entreprises en fonction de leur décision d'emploi en 1996 est donc susceptible de conduire à une estimation biaisée de l'effet des réductions d'effectifs sur les performances économiques, comme cela a été suggéré *supra*.

La stratégie d'estimation que nous avons mise en œuvre vise à purger la comparaison de l'évolution des performances des entreprises en fonction de leur décision d'emploi en 1996 de tous les éléments non directement liés à cette décision d'emploi, afin de déterminer la "composante spécifique" des réductions d'effectifs dans les écarts de performances entre les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 et les autres. L'estimation (dont le lecteur trouvera une description détaillées dans les annexes F et G) se déroule en trois étapes:

- on commence par estimer le *score de propension* des entreprises (probabilité de réduction d'effectifs entre 1995 et 1996) à partir d'un certain nombre de caractéristiques observables *antérieurement* à la période de référence (1996) à l'aide d'un modèle de type Logit.
- on ne conserve ensuite pour l'estimation que les entreprises dont le *score de propension* appartient à l'intersection des supports des distributions des scores des deux catégories d'entreprises (cf. annexe F.3).
- enfin, on utilise le *score de propension* afin de calculer la composante spécifique de la réduction d'effectifs dans l'évolution des écarts de performances entre les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 et les autres. Deux estimateurs de la composante spécifique sont proposés: l'estimateur par appariement et l'estimateur par pondération (cf. annexe F.2).

Il est important de souligner ici les limites de l'exercice. Il ne s'agit nullement de substituer une analyse causale à l'approche exploratoire adoptée jusqu'ici: rien ne permet notamment d'identifier l'*effet causal* d'une réduction d'effectifs sur les performances économiques d'une entreprises qui aurait ajusté son niveau d'emploi à la suite d'un choc intervenu la même année. Pour cela, il faudrait disposer d'un groupe de contrôle constitué d'entreprises ayant subi un choc similaire, mais n'ayant pas réduit leurs effectifs. Or, cela est impossible à partir du moment où rien ne permet de distinguer, sur données annuelles,

dans quelle mesure une dégradation des performances constatée l'année de la réduction d'effectifs est la cause ou l'effet de cette réduction d'effectifs. L'application du cadre conceptuel développé par Rubin à l'analyse de l'évolution des performances des entreprises qui réduisent leurs effectifs vise donc exclusivement à traiter les biais de sélectivité introduits par les caractéristiques structurelles et la dynamique passée des performances de ces firmes, afin de purger les écarts de performances constatées ultérieurement des éléments étrangers à la décision d'emploi de 1996.

5.2 Résultats

5.2.1 Le sous-échantillon de travail

Les sources Le sous-échantillon que nous avons constitué pour mener à bien nos estimations est directement issu de l'échantillon initial de 165 420 entreprises. Rappelons que cet échantillon résultait lui-même de l'appariement de deux sources: les déclarations des BRN (comptes des entreprises, 1990-2000), et les DADS (structure de l'emploi, 1994-2000).

La variable de traitement: la réduction de l'effectif moyen en 1996 Les effectifs tels qu'ils sont renseignés dans les déclarations des BRN présentent l'inconvénient majeur: ils correspondent au nombre de salariés présents dans l'entreprise au 31 décembre de l'année. Cela pose deux séries de problèmes: d'une part, on ne peut distinguer les entreprises qui réduisent définitivement leurs effectifs de celles qui ne procèdent qu'à de simples ajustements saisonniers; d'autre part, rien ne permet de distinguer les réductions d'effectifs qui ont eu lieu en début d'année de celle qui se sont produites en fin d'année.

Pour remédier à ces difficultés, nous avons choisi d'appréhender les réductions d'effectifs à travers une autre variable, construite à partir des DADS: l'effectif moyen au cours de l'année, obtenu en divisant le nombre total de jours travaillés²⁰ dans l'année par 360²¹. Cette variable - que nous avons baptisée EFFEN - présente l'avantage de refléter le nombre réel de salariés qui ont travaillé simultanément dans l'entreprise au cours de l'année.

Afin de disposer d'une variable dichotomique, nous avons défini pour chaque entreprise une indicatrice T_i qui vaut 1 si l'entreprise a réduit son effectif moyen (EFFEN) entre 1995 et 1996, et 0 sinon. Nous avons décidé de ne sélectionner que les entreprises dont l'effectif moyen était supérieur ou égal à 20 salariés en 1995, de manière à éliminer les trop petites entreprises, dont les données manquent de fiabilité.

L'éventail des variables de performance Afin de prendre en compte l'existence d'effets individuels, nous considérons les variables de performance en différence première²². Nous nous intéressons:

- aux différences "contemporaines" (1 an), qui correspondent à la période 1995-1996 (notées $d1_{[var]96}$ ²³),
- aux différences "courtes" (2 ans), qui correspondent à la période 1995-1997 (notées $d2_{[var]97}$),
- aux différences "longues" (5 ans), qui correspondent à la période 1995-2000 (notées $d5_{[var]00}$).

Les variables de résultat que nous avons souhaité examiner dans cette étude sont les différences contemporaines, courtes et longues d'un certain nombre d'indicateurs permettant de caractériser chacun des aspects de la performance des entreprises:

1- La rentabilité:

- *économique* (RECO)
- *financière* (REFI).

2- La situation financière:

- *liquidité*: taux de fonds de roulement (TFR)

20. Le nombre total de jours travaillés dans une entreprise de 20 salariés ayant travaillé chacun 360 jours dans l'année sera par exemple de 7200 jours.

21. Le nombre de jours dans une année est fixé de manière conventionnelle à 360 dans les DADS.

22. Sur ce point, cf. présentation de la méthode d'estimation, annexes F et G.

23. le chiffre qui suit la lettre "d" indiquant le nombre d'année qu'il faut remonter à partir de l'année terminale. Par exemple, $d5_{reco00}$ correspond à la différence première $reco00 - reco95$.

- *solidité financière*: poids des dettes financières (PDF)
- *pression financière*: taux d'insolvabilité (INSO)
- *endettement*: taux d'endettement (TENDT).

3- **Le partage de la valeur ajoutée**: taux de marge (TMARGE).

4- **L'efficacité productive**: productivité horaire du travail (en logarithme) (LPHT).

5- **Les perspectives de croissance**: Taux d'investissement (TINV).

Nous avons également souhaité examiner l'impact des réductions d'effectifs en 1996 sur l'évolution des coûts salariaux et de l'emploi

6- **Les coûts salariaux**: coûts horaires (en logarithme) (LCHO).

7- **L'emploi**:

- *Effectif moyen*: (en logarithme) (LEFFEN)
- *Structure des qualifications*: part des peu qualifiés (Q1), part des qualifiés (Q2) et part des très qualifiés (Q3).

Caractéristiques du sous-échantillon de travail Après sélection, au sein de l'échantillon de départ comportant 165 420 entreprises, des firmes dont l'effectif moyen était supérieur ou égal à 20 en 1995 et dont toutes les variables de performance et toutes les variables de contrôle sont renseignées, notre sous-échantillon comporte 16 972 entreprises. A l'exception de la sous-représentation du secteur des services aux particuliers, la répartition sectorielle de ce sous-échantillon reste assez proche de celle de l'échantillon de départ, comme l'indique la quatrième colonne du tableau 5 reporté en annexe B.

Parmi les 16 972 entreprises de ce sous-échantillon, 7 627, soit 45% du total ont réduit leur effectif moyen, tandis que 9 345, soit 55% du total n'ont pas réduit leurs effectifs au cours de la même période de référence.

Dans le tableau 6 (annexe H) sont reportés les médianes, moyennes et écarts-types d'un certain nombre de variables permettant d'apprécier les performances de chaque catégorie d'entreprises avant la période de référence, en niveau (en 1995) et en évolution (entre 1994 et 1995).

Les différences entre les deux populations confirment l'existence de biais de sélectivité potentiels. D'une manière générale, on constate que:

- Structurellement, les firmes qui ont réduit leurs effectifs entre 1995 et 1996 ont davantage de salariés âgés (A4), ainsi que de salariés peu qualifiés (Q1).
- La rentabilité économique (RECO) et financière (REFI) de ces firmes est plus faible en 1995 et a eu tendance à davantage se dégrader entre 1994 et 1995.
- De même, la situation financière de ces entreprises paraît plus précaire: elles possèdent davantage de dettes financières (PDF), subissent une pression financière plus élevée (INSO) et moins décroissante que les autres firmes.
- Leur taux de marge (TMARGE) est plus faible et s'est davantage dégradé entre 1994 et 1995.
- Leurs perspectives de croissance semblent moins bonnes et se sont davantage dégradées entre 1994 et 1995 (TINV).
- Elles semblent moins efficaces: leur productivité horaire du travail (PHT) est plus faible et a eu tendance à diminuer davantage entre 1994 et 1995.
- Enfin, elles ont moins acquis d'immobilisations brutes (IMMOB) entre 1994 et 1995.

Ces différences tendent à confirmer l'hypothèse selon laquelle les réductions d'effectifs sont corrélées aux mauvaises performances des entreprises en 1995 et à leur relative dégradation entre 1994 et 1995. L'utilisation d'un modèle Logit dans la suite de notre étude devrait nous permettre d'affiner ce résultat, à travers la détermination de l'ensemble des variables conditionnant *simultanément* les réductions d'effectifs entre 1995 et 1996.

Nous avons également jugé utile de présenter dans le tableau 8 (annexe H) les moyennes des variables de performances dont nous chercherons à expliquer l'évolution ultérieure à l'aide du modèle de Rubin.

Ces chiffres confirment la nature particulièrement contrastée de l'évolution des performances économiques selon les choix opérés en matière de gestion des effectifs en 1996. Une interprétation "naïve" - c'est à dire causale - de ces résultats soutiendrait la thèse de la "vertu thérapeutique" des réductions

d'effectifs: d'une manière générale, on constate en effet que les évolutions des performances économiques, de situation financière, du partage de la valeur ajoutée, des perspectives de croissance et de l'efficacité productive, à court et long terme, sont plus favorables pour les firmes qui ont réduit leurs effectifs que pour les autres. La confirmation ou l'infirmité de ces résultats résultera de l'estimation de la composante spécifique des réductions d'effectifs dans l'évolution des performances économiques des entreprises.

5.2.2 Les déterminants structurels de la probabilité de réduction d'effectifs entre 1995 et 1996

La première étape de l'estimation de la composante spécifique des réductions d'effectifs²⁴ consiste à "expliquer" la variable de traitement (ici, la réduction des effectifs) par un certain nombre de caractéristiques observables x_i . Par commodité nous avons choisi d'estimer un modèle de type Logit.

Sélection des variables explicatives du modèle Logit Cette première étape est une étape intermédiaire dont la fonction est essentiellement informative: il ne s'agit pas de donner une interprétation causale aux résultats de l'estimation du modèle Logit. Néanmoins, le choix des variables de conditionnement est crucial dans cette étape. Rappelons que ce qu'on cherche à obtenir n'est pas tant une description aussi fidèle que possible de la variable de traitement, que l'obtention de la propriété d'indépendance des performances potentielles au traitement, conditionnellement à un jeu de variables. Or, l'introduction d'un trop grand nombre de variables de conditionnement peut conduire à une mauvaise estimation, à travers deux canaux:

- D'une part, une trop "bonne" explication de la variable de traitement à partir des variables de conditionnement s'accompagne en général d'une forte *dissociation des supports* pour les entreprises "traitées" et les entreprises "non traitées". Les possibilités d'appariement seront alors plus restreintes. Dans le cas extrême où l'on expliquerait parfaitement le traitement, les densités du score conditionnellement au traitement seraient toutes deux des masses de Dirac, l'une en 1 pour les entreprises "traitées", l'autre en 0 pour les entreprises "non traitées": aucun appariement ne serait alors possible, les supports étant disjoints.
- Surtout, introduire un trop grand nombre de variables de conditionnement peut conduire à biaiser les estimations. En effet, il se peut que la propriété d'indépendance conditionnelle soit vraie pour un ensemble de variables de conditionnement x_{1i} , mais qu'elle ne le soit plus pour un ensemble plus vaste x_{1i}, x_{2i} :

$$y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_{1i} \not\Rightarrow y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_{1i}, x_{2i}$$

Enfin, il faut noter que la liste des variables observables jouant un rôle significatif sur la probabilité pour une entreprise de réduire ses effectifs en 1996 constitue un ensemble maximal (cf. annexe G.3):

$$y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_{1i}, x_{2i} \text{ et } x_{2i} \perp T_i | x_{1i} \Rightarrow y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_{1i}$$

Il n'existe pas de méthode générale pour déterminer ces variables. Néanmoins, nous avons considéré qu'une procédure raisonnable consistait à introduire dans l'estimation du modèle Logit:

- 1- un certain nombre de variables permettant de caractériser, antérieurement à la période de référence, **la taille de l'entreprise et la structure de l'emploi** en niveau (en 1995) et en évolution (entre 1994 et 1995):
 - Les *effectifs* (en logarithme): pour tenir compte d'effets différents suivant la taille de l'entreprise, nous avons introduit 4 tranches d'effectifs en 1995 (de 50 à 199, de 200 à 499, plus de 500 salariés; catégorie de référence: de 20 à 50 salariés) et en différence première (en log) entre 1994 et 1995 (LEFFEN).
 - La *structure de l'emploi par sexe*: part des femmes (en équivalent horaire) (S2_95).
 - La *structure de l'emploi par âge*: part de chacune des 4 tranches d'âge dans l'emploi total (en équivalent horaire) (A2_95, A3_95, A4_95 - catégorie de référence: A1_94, i.e. la part

24. L'ensemble des estimations présentées dans cette section ont été réalisées avec le logiciel SAS version 8.02. Les programmes ont été réalisés par nos soins.

des moins de 25 ans). L'introduction de ces variables dans le modèle permet notamment de contrôler en partie les réductions d'effectifs résultant de plans de retraites²⁵.

- La *structure de l'emploi par qualification*: part (en équivalent horaire) des salariés peu qualifiés (Q1_95), des salariés qualifiés (Q2_95) et des salariés très qualifiés (Q3_95) (en équivalent horaire) (catégorie de référence: apprentis et stagiaires (Q0_95)).
 - La *condition de l'emploi*: part de l'emploi à temps partiel (TP95) (en équivalent horaire).
- 2- Des variables de **performances économiques passées**:
- *Rentabilité*: nous avons calculé la rentabilité économique (reco95, d1_reco95) et financière (refi95, d1_refi95) en niveau (1995) et en différence première (entre 1994 et 1995).
 - *Situation financière*: liquidité (taux de fonds de roulement: tfr95, d1_tfr95), solidité financière (poids des dettes financières: pdf95, d1_pdf95), pression financière (taux d'insolvabilité: inso95, d1_inso95) et endettement (taux d'endettement: tendt95, d_tendt95).
 - *Partage de la valeur ajoutée*: taux de marge (tmarge95, d1_tmarge95).
 - *Efficacité productive* (en logarithme): productivité horaire du travail (lpht95, d1_lpht95).
- 3- Une variable permettant d'apprécier les **coûts salariaux**: le *coût horaire moyen* (en logarithme) en niveau (lcho95) et en différence première 1994-1995 (d1_lcho95).
- 4- Des variables caractérisant l'**actif immobilisé** d'une entreprise:
- Le coefficient de capital rapporté à la production (en logarithme) (lckq95) et en différence première 1994-1995 (d1_lckq95).
 - Le montant des immobilisations (en logarithme) en niveau (limmob95), en évolution entre 1994 et 1995 (d1_limmob95), et - afin de contrôler les réductions d'effectifs par les éventuelles cessions ou acquisitions d'actifs qui ont pu les accompagner²⁶ - en évolution entre 1995 et 1996 (d1_limmob96).
- 5- Enfin, des **indicateurs sectorielles**, construites à partir de la NAF16 (11 secteurs étant représentés dans notre échantillon), les industries agricoles et alimentaires constituant le secteur de référence.

Le choix des variables de conditionnement étant une étape cruciale dans l'estimation de la composante spécifique, nous avons choisi d'examiner différentes spécifications du modèle Logit, afin de tester la stabilité des résultats que nous obtenons ultérieurement. Trois spécifications, plus ou moins restrictives, ont été retenues:

- 1- La première (A) contient l'ensemble des variables présentées ci-dessus, que les coefficients de celles-ci soient ou non significatifs à 10%.
- 2- La seconde (B) résulte de l'élimination une à une des variables les moins significatives de la spécification (A), à l'exclusion des variables de performances passées (en niveau et en différence première) dont on cherche à expliquer l'évolution ultérieure, et en ne conservant que celles qui sont significatives à 10%.
- 3- On obtient la dernière (C) en retirant une à une des variables les moins significatives de la spécification (A) et en ne conservant que celles qui sont significatives à 10%.

Résultats Les résultats de la régression logistique de la variable de réduction d'effectifs en 1996, présentés au tableau 8 (annexe I), confirment en partie les conclusions qu'on avait tirées de la comparaison des deux populations quant aux performances médianes et moyennes.

Les trois spécifications du Logit sont cohérentes, en termes de signe et de significativité des variables explicatives. Outre le fait que les coefficients de certains secteurs, non significatifs dans la spécification (A), le deviennent dans les spécifications (B) et (C), la principale exception concerne la spécification (C), où le coefficient de la part des femmes (S2) en 1995 devient significatif à 10%, alors qu'il ne l'était pas dans les deux autres spécifications.

Les résultats des différentes spécifications du Logit indiquent que la probabilité pour une entreprise de réduire ses effectifs en 1996 croît avec un certain nombre de **paramètres structurels**:

- Cette probabilité croît avec la *taille* (mesurée par les tranches d'effectifs).

25. Ce problème a été évoqué à la section 3.

26. se reporter à la section 3 pour la discussion de ce point.

- Plus une firme a *accru ses effectifs* entre 1994 et 1995, plus elle a de chances de les réduire en 1996. Ce résultat a été analysé dans la partie exploratoire (section 3.1), à laquelle nous renvoyons le lecteur. Rappelons simplement que ce phénomène ne doit pas être nécessairement interprété comme un signe de bonne santé économique, si l'on se rappelle que les entreprises qui réduisent leurs effectifs en 1996 sont systématiquement plus nombreuses que les autres à réduire leurs effectifs avant et après 1996 (cf. fig. 2).
- *La structure par âge de l'emploi* apparaît comme une variable de contrôle décisive: on constate en effet que plus la part des salariés de plus de 50 ans (A4) est importante, plus les effectifs ont de chances d'être réduits. La corrélation entre une part importante de l'emploi constituée par des salariés âgés et la réduction d'effectifs a probablement deux origines: d'une part, la fréquence accrue des départs volontaires à la retraite qu'une telle structure des âges est susceptible d'entraîner; d'autre part, le fait que les entreprises ayant une forte proportion de salariés âgés peuvent réduire leurs effectifs plus facilement que d'autres, à travers le recours aux plans de retraite anticipés. Ces deux cas de figure sont très particuliers: il paraît donc raisonnable d'introduire la part des salariés âgés comme variable de contrôle dans la régression logistique. L'appariement des entreprises, par l'intermédiaire duquel sera estimé la composante spécifique des réductions d'effectifs dans l'évolution des performances économiques, tiendra compte de cette dimension.
- le coefficient significativement positif devant la variable de part du travail à temps partiel (TP) indique que les firmes qui réduisent leurs effectifs ont davantage recours au *travail précaire*.
- La corrélation négative qui lie la réduction d'effectifs et *l'évolution des actifs immobilisés* entre 1994 et 1995 et entre 1995 et 1996 est probablement due à une certaine complémentarité entre actifs et effectifs: la réduction (respectivement l'augmentation) de l'un s'accompagne souvent de la réduction (respectivement de l'augmentation) de l'autre. L'introduction de cette variable de contrôle dans la régression logistique permettra d'estimer la composante spécifique en tenant compte de l'évolution de l'actif des firmes.

Il ressort par ailleurs de ces régressions que les réductions d'effectifs sont corrélées aux *mauvaises performances* des entreprises et, dans une moindre mesure, à leur dégradation dans la période immédiatement antérieure. Plusieurs types d'effets doivent être distingués:

- *La rentabilité*: la faiblesse de la rentabilité financière (REFI)²⁷ ainsi que la dégradation de la rentabilité économique (RECO) d'une firme entre 1994 et 1995 accroît ses chances de réduire ses effectifs en 1996.
- *La situation financière*: les trois spécifications semblent indiquer que la probabilité de réduction d'effectifs augmente avec le poids des dettes financières dans le total des dettes (PDF) et avec l'accroissement du poids de ces dettes entre 1994 et 1995.
- *Le partage de la valeur ajoutée*: les entreprises qui réduisent leurs effectifs se caractérisent par la faiblesse relative de leur taux de marge.
- Les réductions d'effectifs sont corrélées à de médiocres *perspectives de croissance*, qui se traduisent par des taux d'investissement plus faibles (TINV).
- *L'efficacité productive et les coûts salariaux*: les coefficients du coût horaire et de la productivité horaire du travail sont difficilement interprétables. Leur signe diffère en général de ce que laissent supposer les statistiques descriptives. En particulier, le fait que le coefficient de la productivité horaire du travail soit significativement positif n'implique pas nécessairement que les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 soient plus efficaces que les autres. Les statistiques descriptives du tableau 6 (annexe H) semblent même indiquer le contraire. Ces divergences découlent sans doute de la forte corrélation qui lie la productivité horaire et le coût horaire du travail, ainsi que de la présence implicite de la valeur ajoutée et du coût du travail dans d'autres ratios de performance.

Si la médiocrité et la relative dégradation des performances des entreprises semblent conditionner en partie les réductions d'effectifs, rien n'autorise à dire qu'elles en sont la cause immédiate, d'autant que le pouvoir explicatif du modèle Logit est relativement faible.

27. La non significativité de la variable de rentabilité économique (RECO) résulte probablement de la forte corrélation de cette dernière avec la variable de rentabilité financière.

5.2.3 Comparaison des différents estimateurs de la composante spécifique des réductions d'effectifs

Détermination du support Entre la régression logistique de la variable de traitement (réduction d'effectifs) et le calcul des différents estimateurs de la composante spécifique des réductions d'effectifs s'intercale une étape essentielle, qui concerne les deux estimateurs (par appariement et pondéré): la détermination du support.

La deuxième étape de l'estimation de la composante spécifique des réductions d'effectifs consiste en effet à déterminer le support commun du score pour les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 et pour les autres. L'oubli de cette étape pourrait conduire d'une part à biaiser les estimations, d'autre part à les rendre très imprécises.

La figure 9 présente les distributions du score pour les deux catégories d'entreprises (spécification (C)). On remarquera que la distribution des scores des entreprises qui ont réduit leurs effectifs est légèrement décalée vers la droite de l'intervalle $[0,1]$ par rapport aux entreprises qui n'ont pas réduit leurs effectifs, ce qui traduit le relatif pouvoir explicatif du modèle Logit utilisé au cours de la première étape de l'estimation. Les deux distributions n'étant pas disjointes, nous avons pu en déterminer le support

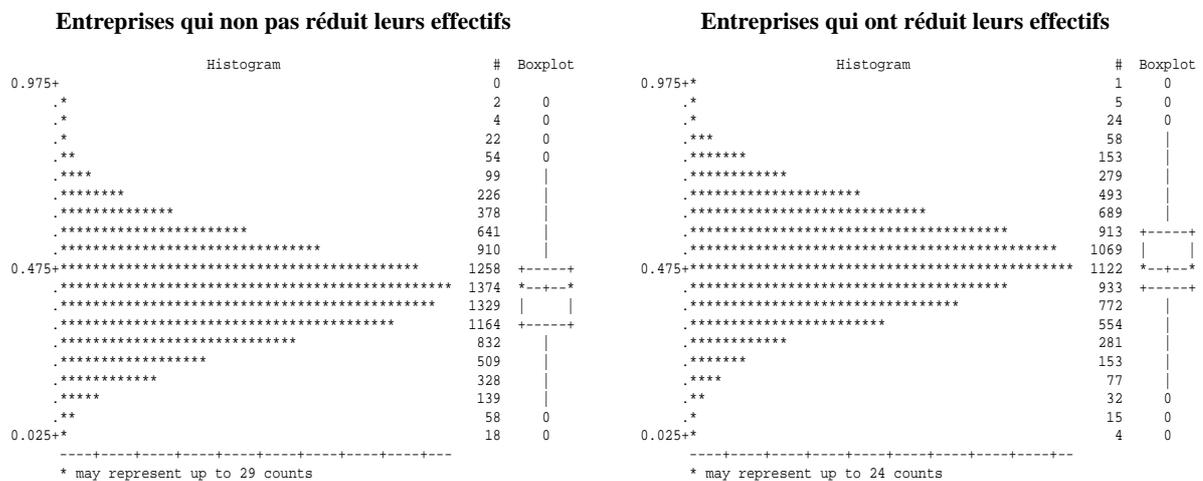


FIG. 9 – Distribution du score pour les deux catégories d'entreprises (Spécification (C))

commun. Nous avons procédé comme suit²⁸: après calcul du centile supérieur de la distribution du score des entreprises qui n'ont pas réduit leurs effectifs (*sup*) et du centile inférieur de la distribution du score des entreprises qui ont réduit leurs effectifs (*inf*), seules ont été conservées les firmes i vérifiant: $inf < score_i < sup$.

Les supports que nous obtenons pour chaque spécification sont proches:

- Spécification (A): [0.1708; 0.7423]
- Spécification (B): [0.1715; 0.7416]
- Spécification (C): [0.1716; 0.7435]

La détermination de ces supports a permis le calcul de l'estimateur par appariement et de l'estimateur pondéré pour chaque spécification du Logit.

Résultats Les estimations de la composante spécifique des réductions d'effectifs sur un jeu de variables de performances économiques, correspondant aux différentes spécifications des régressions logistiques, sont présentées dans les tableaux 9 à 11 (annexe J).

Les résultats que nous obtenons avec les estimateurs par appariement et pondéré sont, à quelques exceptions près, relativement homogènes en termes de signe et de significativité. En revanche, ils diffèrent fréquemment des résultats obtenus avec l'estimateur naïf, en différence courte aussi bien qu'en différence

28. Cette procédure nous a été suggérée par Bruno Crépon.

longue. Cette divergence constitue le principal enseignement de notre étude: contrairement à ce que laisserait supposer l'estimation naïve, les réductions d'effectifs ne semblent pas dans leur grande majorité être mises en œuvre de manière "proactive" par des firmes en mauvaise santé économique afin d'améliorer durablement leurs perspectives économiques; il semblerait bien plutôt que la plupart des réductions d'effectifs soient de nature "réactive", c'est-à-dire motivées à très court terme par des chocs négatifs sur la demande s'adressant à des firmes déjà peu performantes. Dans notre échantillon, les firmes qui réduisent leurs effectifs parviennent tout au plus à retrouver des niveaux de rentabilité proches de ceux qui prévalaient antérieurement à 1996; mais rien n'indique que ces réductions d'effectifs aient permis à ces firmes d'améliorer durablement leurs performances économiques.

Dans le détail, plusieurs éléments se dégagent de ces estimations. Afin de faciliter la lecture des résultats, nous avons choisi de représenter graphiquement l'évolution comparée des performances des firmes en fonction de leur décision d'emploi en 1996, selon le type d'estimation utilisée (cf. fig. 11 à 13 de l'annexe K). L'année 1995 est choisie comme année de référence (indice 100 en 1995) et on représente l'évolution des performances des entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 en maintenant constantes les performances des autres entreprises tout au long de la période 1995-2000. L'évolution des écarts de performance d'après l'estimation naïve et d'après l'estimation pondérée (spécification C)²⁹ est figurée respectivement dans la partie gauche et dans la partie droite de l'annexe K.

Les résultats de l'estimation de l'évolution de *la situation financière* des firmes qui ont réduit leurs effectifs en 1996 ne sont presque jamais significatifs, quels que soient les estimateurs envisagés. On se bornera à remarquer que l'ensemble des estimateurs semblent indiquer que ces entreprises subissent une dégradation sensible de leur situation financière (en particulier de leur liquidité et - d'après l'estimateur pondéré - de leur solidité financière) l'année de la réduction d'effectifs, avant de connaître une certaine stabilisation, voire un relâchement de la pression financière.

Les plus notables différences entre les deux types d'estimateurs portent sur l'évolution des écarts de croissance de *la rentabilité* entre les deux types de firmes. D'après l'estimation naïve, les entreprises qui réduisent leurs effectifs voient leur rentabilité économique (RECO) et financière (REFI) croître à des taux durablement plus élevés que la rentabilité des autres entreprises: +1.30 points à court terme, +4.91 points à long terme pour la rentabilité économique; +2.16 points à court terme, +4.17 points à long terme pour la rentabilité financière. Les résultats de l'estimation pondérée sont très différents: ils font apparaître une chute de la rentabilité économique (-2.72 points) et financière (-1.90 points) l'année de la réduction d'effectifs (1996), puis une lente reprise qui ramène les entreprises qui ont réduit leurs effectifs à leurs niveaux antérieurs de rentabilité.

L'estimation pondérée de l'évolution du *partage de la valeur ajoutée* conduit à nuancer sensiblement les résultats de l'estimation naïve, qui concluent à une progression continue du taux de marge (TMARGE) des entreprises qui réduisent leurs effectifs: +1.24 points à court terme, +2.30 points à long terme. L'estimateur pondéré indique quant à lui que le taux de marge de ces entreprises chute l'année de la réduction d'effectifs (-0.35 points), puis augmente progressivement jusqu'à dépasser légèrement - mais significativement - son niveau antérieur (+0.77 points à long terme).

Alors que l'estimation naïve conclut à une amélioration sensible des *perspectives de croissance* des entreprises qui réduisent leurs effectifs (+1.11 points à court terme, +1.72 points à long terme), l'estimation pondérée ne met en évidence aucun progrès significatif par rapport aux perspectives antérieures, à court aussi bien qu'à long terme.

L'estimation naïve et l'estimation pondérée s'accordent néanmoins sur l'évolution comparée de *l'efficacité productive*, des *coûts salariaux* et de *l'emploi* (effectif moyen et structure des qualifications). Dans les deux cas, la *productivité horaire du travail* des entreprises qui réduisent leurs effectifs connaît une forte augmentation contemporaine (+5.44% d'après l'estimation naïve, +4.84% d'après l'estimation pondérée), puis redescend légèrement pour se stabiliser à un niveau supérieur à la productivité antérieure (+3.69% d'après l'estimation naïve, +2.32% d'après l'estimation pondérée). Le *coût horaire du travail* augmente quant à lui pendant l'année de réduction d'effectifs (+1.33% d'après l'estimation naïve, +1.48% d'après l'estimation pondérée), avant de redescendre lentement vers un niveau non significativement différent du niveau d'origine. On constate par ailleurs que *l'effectif moyen* des entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 ne se redresse pas par la suite, ce qui tendrait à indiquer le caractère

29. Supposée être l'estimation la plus fiable de la composante spécifique des réductions d'effectifs.

définitif de la plupart des réductions d'effectifs que nous avons isolées. Enfin, on constate que les réductions d'effectifs s'accompagnent d'une déformation significative de la *structure des qualifications* (en équivalent horaire) au détriment des salariés peu qualifiés (-0.78 points de manière contemporaine, -0.68 points à long terme selon l'estimation naïve; -0.84 points de manière contemporaine, -0.76 points à long terme selon l'estimation pondérée) et au profit des salariés qualifiés (+0.63 points de manière contemporaine, +0.64 points à long terme selon l'estimation naïve; +0.66 points de manière contemporaine, +0.67 points à long terme selon l'estimation pondérée) et très qualifiés, du moins à court terme (+0.45 points de manière contemporaine, +0.53 points à court terme selon l'estimation naïve; +0.51 points de manière contemporaine, +0.65 points à court terme selon l'estimation pondérée).

Quelle version du modèle de réduction d'effectifs présenté à la section 4 rend le mieux compte de ces résultats? L'estimation naïve pencherait nettement en faveur de la thèse du *reengineering* ou réorganisation efficace de la firme grâce aux réductions d'effectifs: une telle estimation semblerait en effet montrer que les firmes qui réduisent leurs effectifs améliorent nettement leur rentabilité économique et financière, leur taux de marge, ainsi que leurs perspectives de croissance *par rapport à leurs performances antérieures*.

L'estimation pondérée, qui vise à purger les écarts de performances de tous les éléments non directement liés à la décision d'emploi prise en 1996, nous incite plutôt à considérer les réductions d'effectifs comme un phénomène résultant pour l'essentiel de *chocs négatifs de demande* obligeant les firmes, confrontées à une chute de leur rentabilité économique et financière, à ajuster leurs effectifs à la baisse. Les coûts induits par les réductions d'effectifs expliqueraient une partie de l'augmentation du coût horaire du travail ainsi que la baisse contemporaine du taux de marge. Le pic de productivité horaire du travail observé en 1996 (+4.84%) est sans doute en partie artificiel: il s'explique peut-être par une certaine rigidité du processus de production d'une année sur l'autre - et donc de la valeur ajoutée, comparée à la relative souplesse des effectifs, le tout se traduisant par un accroissement de la valeur ajoutée par heure travaillée. Une fois le choc passé, ces entreprises retrouvent progressivement des niveaux de rentabilité comparables à leurs niveaux antérieurs, voient leur taux de marge se redresser et leurs coûts horaires diminuer.

L'explication en termes de choc de demande, si elle semble dominante, n'épuise pas cependant l'explication des résultats obtenus: les deux autres dimensions des réductions d'effectifs - *reengineering* et structure des coûts salariaux - permettent de compléter utilement l'analyse. On constate en effet que tous les indicateurs de performances des entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 ne retournent pas à leurs niveaux de départ. On remarque notamment que les réductions d'effectifs s'accompagnent d'une déformation significative de la structure des qualifications en faveur des salariés les plus qualifiés, cohérente avec l'explication en termes de structure des coûts salariaux: une forte rigidité à la baisse du salaire des moins qualifiés (du fait de l'existence d'un salaire minimum, par exemple) se traduirait par des ajustements d'effectifs plus forts pour cette catégorie de salariés que pour les salariés qualifiés. L'accroissement du coût horaire et de la productivité horaire du travail résulte probablement en partie de cette déformation de la structure des qualifications, biaisée en faveur du travail qualifié (plus productif et plus coûteux), de même qu'une partie de la décroissance du coût horaire entre 1997 et 2000 doit provenir du léger rééquilibrage de la structure des qualifications qui s'opère ensuite au détriment des très qualifiés et au profit des peu qualifiés. Cependant, l'effet de structure des qualifications n'explique pas parfaitement les évolutions de coûts et de productivité, dans la mesure où l'on observe d'une part que les gains de productivité horaire sont supérieurs au renchérissement des coûts (2.72% versus 1.22% à court terme) et d'autre part que les gains de productivité sont durables alors que la hausse des coûts finit par s'annuler à long terme. Il semblerait donc qu'une partie des gains de productivité réalisés par les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 soient directement issus de gains d'efficacité réalisés à long terme, conformément aux enseignements d'un modèle de *reengineering*. Au vu de nos résultats, ces gains de productivité paraissent avoir bénéficié surtout aux entrepreneurs, sous la forme d'une augmentation significative de leur taux de marge, au-delà du niveau antérieur.

Conclusion: bilan, limites et perspectives de recherche

Bilan Au terme de cette étude, nous pouvons avancer quelques éléments de réponse quant à la relation qui lie les réductions d'effectifs aux performances économiques des entreprises de notre échantillon. Nos résultats corroborent l'hypothèse selon laquelle les réductions d'effectifs interviennent dans des entreprises aux performances relativement médiocres, et - de façon moins nette - qui ont eu tendance à se dégrader dans la période antérieure à la date de référence choisie dans cette étude.

En revanche, l'examen de la composante spécifique des réductions d'effectifs dans l'évolution des performances économiques des entreprises nous conduit à des conclusions très différentes de celles auxquelles aboutissent la plupart des études consacrées en France à ce sujet. Nous constatons en effet que s'il est vrai que l'estimation "naïve" soutient l'hypothèse d'une amélioration des performances à court et moyen terme (augmentation de la rentabilité économique et financière, accroissement du taux de marge et hausse de la productivité du travail), consécutivement à une réduction d'effectifs, l'estimation effectuée dans le cadre du modèle de Rubin nuance fortement ces conclusions: les réductions d'effectifs apparaissent avant tout comme la conséquence immédiate de chocs de demande négatifs affectant certaines firmes déjà fragiles sur le plan économique et financier et nos estimations ne mettent en évidence aucune amélioration significative de la rentabilité économique et financière au delà des niveaux antérieurs (à court et long terme), ni aucun affermissement substantiel de la situation financière de ces entreprises. Ces firmes engrangent néanmoins de substantiels gains de productivité, qui ne s'expliquent pas uniquement par une déformation de la structure des qualifications au profit des salariés les plus qualifiés: une partie de ces gains pourraient être le fruit d'une réorganisation efficace du processus productif, bénéficiant essentiellement aux entrepreneurs à travers l'augmentation de leur taux de marge.

Limites Nos résultats ne prétendent constituer que les premiers jalons d'une étude plus fine et plus systématique des réductions d'effectifs dans leur dimension microéconomique. Nos analyses présentent en effet un certain nombre de limites qu'on ne saurait éluder.

En premier lieu, le choix de l'année 1996 comme année de référence limite sans doute la portée de nos résultats, à supposer que les causes et conséquences des réductions d'effectifs diffèrent selon la conjoncture.

On peut ensuite interroger la représentativité de notre échantillon de travail à plusieurs niveaux: d'une part, le choix d'entreprises pérennes sur la période 1994-2000 conduit à éliminer toutes les entreprises qui ont fait faillite dans la deuxième moitié des années 1990, et donc à biaiser vers le haut les performances des firmes sélectionnées; d'autre part, il n'est pas certain qu'on puisse étendre aux 165 420 entreprises de notre panel de départ les conclusions d'une étude portant sur seulement 16 972 d'entre elles, soit environ 10% du total.

Enfin, notre caractérisation de la réduction d'effectifs est évidemment trop grossière. Le choix d'une variable dichotomique ne permet pas en effet de distinguer de façon fine l'effet des politiques de gestion de la main-d'œuvre selon la manière dont elles combinent variations d'effectifs et variations d'actifs. En outre, il paraît indispensable de distinguer ces politiques en fonction de l'ampleur des variations qu'elles mettent en jeu: il paraît évident qu'une réduction d'effectif n'a pas les mêmes effets sur l'organisation du processus productif et les performances économiques d'une entreprise selon qu'elle touche 1%, 5% ou 10% du personnel salarié.

Perspectives de recherche Notre étude pourrait donc être poursuivie dans trois directions au moins.

En premier lieu, il serait souhaitable de caractériser de manière plus précise les facteurs qui, en amont, poussent une entreprise à réduire ses effectifs: si la dimension "réactive" semble dominante, il serait intéressant d'étudier les spécificités des entreprises qui réduisent leurs effectifs de manière "proactive", c'est-à-dire en dépit de bonnes performances économiques.

Il faudrait par ailleurs procéder à une catégorisation des décisions d'emploi plus fine que celle que nous avons adoptée dans la présente étude: l'utilisation de modèles logistiques à variable dépendante polytomique dans l'estimation du score des entreprises pourrait notamment permettre de distinguer les réductions d'effectifs en fonction d'une série de critères (ampleur de la réduction d'effectifs, catégories de personnel concernées, variation des actifs) et de seuils susceptibles d'influencer directement les

trajectoires ultérieures des entreprises.

Enfin, on peut envisager d'étudier plus spécifiquement les licenciements intervenant dans les entreprises cotées en Bourse. La réalisation de ce type de travail devrait être rendue possible par l'appariement de trois types de données: d'une part, la reconstitution grâce aux fichiers des DADS des séries quotidiennes d'effectifs des entreprises cotées; d'autre part, l'exploitation des déclarations des BRN afin de caractériser l'évolution de leurs performances économiques et financières; enfin, l'utilisation des cours boursiers de ces entreprises. Dans la lignée des premiers travaux consacrés à la relation entre réductions d'effectifs et performances économiques, ce type d'approche devrait permettre de caractériser les réactions du marché boursier aux annonces de licenciements et d'en mesurer le bien-fondé à l'aune des performances économiques effectivement enregistrées par les firmes qui ont licencié une partie de leur personnel.

Références

- [1] Abowd J. M., Milkovich G. T. and Hannon J. M. "The Effects of Human Resource Management Decision on Shareholder Value". *Industrial and Labor Relations Revue*, (43): pp. 203–236, 1995.
- [2] Arcimoles (d') C-H. et Fakhfakh F. "Licenciements, structure de l'emploi et performances de l'entreprise: une analyse longitudinale 1987-1993". In *GRH face à la crise: GRH en crise*, pages pp. 21–36. Montréal, Presses HEC, 1997.
- [3] Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. "Les méthodes micro économétriques d'évaluation: développements récents et applications aux politiques actives de l'emploi". *Communication au LIème Congrès de l'AFSE*, août 2002.
- [4] Brown S. J. and Warner J. B. "Using Daily Stock Returns. The Case of Event Studies". *Journal of Financial Economics*, (14): pp. 3–31, 1985.
- [5] Cameron K. S., Freeman S. J. and Mishra A. K. "Best Practices in White Collar Downsizing: Managing Contradictions". *Academy of Management Executive*, (5): pp. 57–73, 1991.
- [6] Cameron K. S., Freeman S. J. and Mishra A. K. "Downsizing and Redesigning Organizations". In *Organizational Change and Redesign*, pages pp. 21–65. Oxford University Press, 1993.
- [7] Cascio W. F. "Downsizing: What Do We Know? What Have We Learned?". *Academy of Management Executive*, (7): pp. 95–104, 1993.
- [8] Cascio W. F., Young C. E. and Morris J. R. "Financial Consequences of Employment-Change Decisions in Major U.S. Corporations". *Academy of Management Journal*, (40)(No. 5): pp. 1175–1189, 1997.
- [9] Cascio W. F., Young C. E. and Morris J. R. "Downsizing After All These Years: Questions and Answers About Who Did It, How Many Did It, and Who Benefited from It". *Organizational Dynamics*, (27): pp. 78–87, février 1999.
- [10] Charreaux Gérard. *Gestion financière*. Litec, 6ème édition, 2000.
- [11] Colasse Bernard. *L'analyse financière de l'entreprise*. La Découverte, collection Repères, 2001.
- [12] Crépon B. et Iung N. "Innovation, emploi et performances". *Série des documents de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, mars 1999.
- [13] De Meuse K. P. and Tornow W. W. "The Tie That Binds Has Become Very, Very Frayed!". *Human Resource Planning*, (13): pp. 203–213, 1990.
- [14] De Meuse K. P., Vanderheiden P. A. and Bergmann T. J. "Announced Layoffs: Their Effect on Corporate Financial Performance". *Human Resource Management*, (33)(No. 4): pp. 509–530, 1994.
- [15] Dehejia R. and Whaba S. *A Matching Approach for Estimating Causal Effects in Non-experimental Studies*. Harvard University, 1995.
- [16] Elayan F. A., Swales G. S., Maris B. A. and Scott J. R. "Market Reaction, Characteristics, and the Effectiveness of Corporate Layoffs". *Journal of Business Finance and Accounting*, (25)(No. 3 & 4): pp. 78–87, avril-mai 1998.
- [17] Farber H. and Hallock K. "Have Employment Reductions Become Good News for Share-holders? The Effect of Job Loss Announcements on Stock Prices, 1970- 1997". *NBER, WP7295*, 1999.
- [18] Fuchsberg G. "Why Shakeups Work for Some, not for Others". *The Wall Street Journal*, octobre 1 1993.
- [19] Gombola M. J. and Tsetsekos G. P. "The Information Content of Plant Closing Announcements: Evidence From Financial Profiles and the Stock Price Reaction". *Financial Management*, (21): pp. 31–40, 1992.
- [20] Heckman J, Ichimura H. et Todd P. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator". *Review of Economic Studies*, (65)(2): pp. 261–294, 1998.
- [21] Hendricks C. F. *The Rightsizing Remedy*. Homewood, IL: Business One Irwin, 1992.
- [22] Hymowitz C. "When Firms Slash Middle Management, Those Spared Often Bear A Heavy Load". *The Wall Street Journal*, 1990.
- [23] Leana C. R. and Feldman D. C. *Coping With Job Loss: How Individuals, Organizations and Communities Respond To Layoffs*. New York: Lexington Books, 1992.

- [24] Lin J.-C. and Rozeff M. S. "Capital Market Behavior and Operational Announcement of Layoffs, Operation Closings, and Pay Cuts". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, (3): pp. 29–45, 1993.
- [25] Lord L. "Jobs and Dreams, Drip-dropping Away". *U.S. News & World Report*, No. 8, april 6 1992.
- [26] Mirvis P. H. and Marks M. L. *Managing the Merger: Making it Work*. Englewood Cliff, NJ: Prentice Hall, 1992.
- [27] Montagne S. et Sauviat C. "L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines: une enquête exploratoire auprès de grandes entreprises françaises". *Documents d'études de la DARES*, No. 42, mars 2001.
- [28] Neinstedt P. R. "Effectively Downsizing Management Structures". *Human Resource Planning*, (12): pp. 155–164, 1989.
- [29] Noer D. M. *Healing The Wounds: Overcoming The Trauma of Layoffs and Revitalizing Downsized Organisations*. San Francisco: Jossey-Bass, 1993.
- [30] Rosenbaum P. and Rubin D. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika*, (70)(1): pp. 41–55, 1983.
- [31] Rubin D. "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-randomized Studies". *Journal of Educational Psychology*, (66): pp. 688–701, 1974.
- [32] Rubin D. "Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate". *Journal of Educational Statistics*, (2)(1), spring 1977.
- [33] Sentis P. "Performances à long terme et caractéristiques financières des entreprises qui réduisent leurs effectifs". *Finance Contrôle Stratégie*, (1): pp. 115–150, décembre 1998.
- [34] Walsh C. *Les ratios clés du management*. Village mondial, 1998.
- [35] Womack J. P., Jones D. T. and Ross D. *The Machine That Changed The World. The Story of Lean Production*. HarperCollins, 1991.
- [36] Worrell D. L., Davidson III W. N. and Sharma V. M. "Layoff Announcement and Stockholder Wealth". *Academy of Management Journal*, (34)(No. 3): pp. 662–678, 1991.

Annexe A: Imprimés fiscaux

Désignation de l'entreprise :		Durée de l'exercice exprimée en nombre de mois* <input type="text"/>			
Adresse de l'entreprise :		Durée de l'exercice précédent* <input type="text"/>			
Numéro SIRET* <input type="text"/>		Code APE <input type="text"/>			
Déclaration souscrite en : <input type="checkbox"/> A8 <input type="checkbox"/> F° <input type="checkbox"/> A7 cocher obligatoirement une case		Exercice N clos le. <input type="text"/>			
		N - 1 <input type="text"/>			
		Brut 1	Amortissements, provisions 2	Net 3	Net 4
Capital souscrit non appelé (I)		AA			
IMMOBILISATIONS INCORPORELLES	Frais d'établissement*	AB	AC		
	Frais de recherche et développement*	AD	AE		
	Concessions, brevets et droits similaires	AF	AG		
	Fonds commercial (1)	AH	AI		
	Autres immobilisations incorporelles	AJ	AK		
	Avances et acomptes sur immobilisations incorporelles	AL	AM		
ACTIF IMMOBILISÉ*	Terrains	AN	AO		
	Constructions	AP	AQ		
	Installations techniques, matériel et outillage industriels	AR	AS		
	Autres immobilisations corporelles	AT	AU		
	Immobilisations en cours	AV	AW		
	Avances et acomptes	AX	AY		
IMMOBILISATIONS FINANCIÈRES (2)	Participations évaluées selon la méthode de mise en équivalence	CS	CT		
	Autres participations	CU	CV		
	Créances rattachées à des participations	BB	BC		
	Autres titres immobilisés	BD	BE		
	Prêts	BF	BG		
	Autres immobilisations financières*	BH	BI		
TOTAL (II)		BJ	BK		
STOCKS*	Matières premières, approvisionnements	BL	BM		
	En cours de production de biens	BN	BO		
	En cours de production de services	BP	BQ		
	Produits intermédiaires et finis	BR	BS		
	Marchandises	BT	BU		
ACTIF CIRCULANT	Avances et acomptes versés sur commandes	BV	BW		
	Clients et comptes rattachés (3)*	BX	BY		
	Autres créances (3)	BZ	CA		
DIVERS	Capital souscrit et appelé, non versé	CB	CC		
	Valeurs mobilières de placement (dont actions propres :)	CD	CE		
Comptes de régularisation	Disponibilités	CF	CG		
	Charges constatées d'avance (3)*	CH	CI		
	TOTAL (III)	CJ	CK		
	Charges à répartir sur plusieurs exercices* (IV)	CL			
	Primes de remboursement des obligations (V)	CM			
	Ecarts de conversion actif* (VI)	CN			
TOTAL GÉNÉRAL (I à VI)		CO	IA		
Renvois : (1) Droit au bail :		(2) Part à moins d'un an des immobilisations financières nettes :	CP	(3) Part à plus d'un an :	CR
Clause de réserve de propriété :*	Immobilisations :	Stocks :		Créances :	

* Des explications concernant cette rubrique sont données dans la notice n° 2052

© Internet - DGI

cerfa N° 10938 * 04
Formulaire obligatoire (article 53 A
du Code général des impôts)

②

BILAN — PASSIF avant répartitionD.G.I. N° 2051 2
(2002)

1er EXEMPLAIRE DESTINÉ A L'ADMINISTRATION

N° 2051 - IMPRIMERIE NATIONALE
Février 2002 - 010242121

Désignation de l'entreprise _____			Exercice N	Exercice N - 1
CAPITAUX PROPRES	Capital social ou individuel (1)* (Dont versé :)	DA		
	Primes d'émission, de fusion, d'apport,	DB		
	Écarts de réévaluation (2)* (dont écart d'équivalence EK)	DC		
	Réserve légale (3)	DD		
	Réserves statutaires ou contractuelles	DE		
	Réserves réglementées (3)* (Dont réserve spéciale des provisions pour fluctuation des cours B1)	DF		
	Autres réserves (Dont réserve relative à l'achat d'oeuvres originales d'artistes vivants* EJ)	DG		
	Report à nouveau	DH		
	RÉSULTAT DE L'EXERCICE (bénéfice ou perte)	DI		
	Subventions d'investissement	DJ		
	Provisions réglementées *	DK		
TOTAL (I)	DL			
Autres fonds propres	Produit des émissions de titres participatifs	DM		
	Avances conditionnées	DN		
	TOTAL (II)	DO		
Provisions pour risques et charges	Provisions pour risques	DP		
	Provisions pour charges	DQ		
	TOTAL (III)	DR		
DETTES (4)	Emprunts obligataires convertibles	DS		
	Autres emprunts obligataires	DT		
	Emprunts et dettes auprès des établissements de crédit (5)	DU		
	Emprunts et dettes financières divers (Dont emprunts participatifs EI)	DV		
	Avances et acomptes reçus sur commandes en cours	DW		
	Dettes fournisseurs et comptes rattachés	DX		
	Dettes fiscales et sociales	DY		
	Dettes sur immobilisations et comptes rattachés	DZ		
Autres dettes	EA			
Compte régul.	Produits constatés d'avance (4)	EB		
TOTAL (IV)	EC			
	Écarts de conversion passif*	(V)		
	TOTAL GÉNÉRAL (I à V)	EE		
RENOVOIS	(1) Écart de réévaluation incorporé au capital	IB		
	(2) Dont { Réserve spéciale de réévaluation (1959) Écart de réévaluation libre Réserve de réévaluation (1976)	IC		
		ID		
		IE		
	(3) Dont réserve spéciale des plus-values à long terme *	EF		
(4) Dettes et produits constatés d'avance à moins d'un an	EG			
(5) Dont concours bancaires courants, et soldes créditeurs de banques et CCP	EH			

* Des explications concernant cette rubrique sont données dans la notice n° 2032.

 N° 10167 * 06 3 **COMPTE DE RÉSULTAT DE L'EXERCICE (En liste)** D.G.I. N° 2052 2
Formulaire obligatoire (article 53 A du Code général des impôts). (2002)

Internet - DGI Désignation de l'entreprise : _____

		Exercice N			Exercice (N-1)
		France	Exportations et livraisons intracommunautaires	Total	
PRODUITS D'EXPLOITATION	Ventes de marchandises*	EA	FB	FC	
	Production vendue { biens* services* }	FD	FE	FF	
		FG	EH	FI	
	Chiffres d'affaires nets*	FJ	FK	FL	
	Production stockée*			FM	
	Production immobilisée*			FN	
	Subventions d'exploitation			FO	
	Reprises sur amortissements et provisions, transferts de charges* (9)			FP	
	Autres produits (1) (11)			FQ	
	Total des produits d'exploitation (2) (I)				FR
CHARGES D'EXPLOITATION	Achats de marchandises (y compris droits de douane)*			FS	
	Variation de stock (marchandises)*			FT	
	Achats de matières premières et autres approvisionnements (y compris droits de douane)*			FU	
	Variation de stock (matières premières et approvisionnements)*			FV	
	Autres achats et charges externes (3) (6 bis)*			FW	
	Impôts, taxes et versements assimilés*			FX	
	Salaires et traitements*			FY	
	Charges sociales (10)			FZ	
	DOTATIONS D'EXPLOITATION	Sur immobilisations { - dotations aux amortissements* - dotations aux provisions* }		GA	
				GB	
		Sur actif circulant : dotations aux provisions*		GC	
	Pour risques et charges : dotations aux provisions		GD		
	Autres charges (12)			GE	
Total des charges d'exploitation (4) (II)				GF	
1 - RÉSULTAT D'EXPLOITATION (I - II)					GG
opérations en commun	Bénéfice attribué ou perte transférée*		(III)	GH	
	Perte supportée ou bénéfice transféré*		(IV)	GI	
PRODUITS FINANCIERS	Produits financiers de participations (5)			GJ	
	Produits des autres valeurs mobilières et créances de l'actif immobilisé (5)			GK	
	Autres intérêts et produits assimilés (5)			GL	
	Reprises sur provisions et transferts de charges			GM	
	Différences positives de change			GN	
	Produits nets sur cessions de valeurs mobilières de placement			GO	
Total des produits financiers (V)				GP	
CHARGES FINANCIÈRES	Dotations financières aux amortissements et provisions*			GQ	
	Intérêts et charges assimilées (6)			GR	
	Différences négatives de change			GS	
	Charges nettes sur cessions de valeurs mobilières de placement			GT	
Total des charges financières (VI)				GU	
2 - RÉSULTAT FINANCIER (V - VI)					GV
3 - RÉSULTAT COURANT AVANT IMPÔTS (I - II + III - IV + V - VI)					GW

(RENVOIS : voir tableau n° 2053) * Des explications concernant cette rubrique sont données dans la notice n° 2052.

1^{er} EXEMPLAIRE DESTINÉ À L'ADMINISTRATION

N° 2052 - IMPRIMERIE NATIONALE

Février 2002 - 010242131

<p>1^{er} EXEMPLAIRE DESTINÉ À L'ADMINISTRATION</p> <p style="writing-mode: vertical-rl; transform: rotate(180deg);">RENVOIS</p> <p style="writing-mode: vertical-rl; transform: rotate(180deg);">N° 2053 - IMPRIMERIE NATIONALE</p> <p style="writing-mode: vertical-rl; transform: rotate(180deg);">Révisé 2002 - 0102/1961</p>	<p>cerfa N° 10947 * 04</p> <p>Formulaire obligatoire (article 53 A du Code général des impôts)</p>	<p>4</p>	<p>COMPTE DE RÉSULTAT DE L'EXERCICE (Suite)</p>	<p>D.G.I. N° 2053 (2002)</p>	<p>2</p>
<p>Désignation de l'entreprise _____</p>					
				Exercice N	Exercice N - 1
PRODUITS EXCEPTIONNELS	Produits exceptionnels sur opérations de gestion		HA		
	Produits exceptionnels sur opérations en capital *		HB		
	Reprises sur provisions et transferts de charges		HC		
	Total des produits exceptionnels (7) (VII)		HD		
CHARGES EXCEPTIONNELLES	Charges exceptionnelles sur opérations de gestion (6 bis)		HE		
	Charges exceptionnelles sur opérations en capital *		HF		
	Dotations exceptionnelles aux amortissements et provisions		HG		
	Total des charges exceptionnelles (7) (VIII)		HH		
4 - RÉSULTAT EXCEPTIONNEL (VII - VIII)			HI		
Participation des salariés aux résultats de l'entreprise		(IX)	HJ		
Impôts sur les bénéfices *		(X)	HK		
TOTAL DES PRODUITS (I + III + V + VII)			HL		
TOTAL DES CHARGES (II + IV + VI + VIII + IX + X)			HM		
5 - BÉNÉFICE OU PERTE (Total des produits - total des charges)			HN		
(1)	Dont produits nets partiels sur opérations à long terme		HO		
(2)	Dont	— produits de locations immobilières	HY		
		— produits d'exploitation afférents à des exercices antérieurs (à détailler au (8) ci-dessous)	IG		
(3)	Dont	— Crédit-bail mobilier *	HP		
		— Crédit-bail immobilier	HQ		
(4)	Dont charges d'exploitation afférentes à des exercices antérieurs (à détailler au (8) ci-dessous)		IH		
(5)	Dont produits concernant les entreprises liées		IJ		
(6)	Dont intérêts concernant les entreprises liées		IK		
(6bis)	Dont dons faits aux organismes d'intérêt général (art. 238 bis du C.G.I.)		HX		
(9)	Dont transferts de charges		A1		
(10)	Dont cotisations personnelles de l'exploitant (13)		A2		
(11)	Dont redevances pour concessions de brevets, de licences (produits)		A3		
(12)	Dont redevances pour concessions de brevets, de licences (charges)		A4		
(13)	Dont primes et cotisations complémentaires personnelles : facultatives A6 obligatoires A9				
(7)	Détail des produits et charges exceptionnels (Si ce cadre est insuffisant, joindre un état du même modèle) :			Exercice N	
				Charges exceptionnelles	Produits exceptionnels
(8)	Détail des produits et charges sur exercices antérieurs :			Exercice N	
				Charges antérieures	Produits antérieurs

* Des explications concernant cette rubrique sont données dans la notice n° 2032.

Annexe B: répartition sectorielle des entreprises dans les différents échantillons

TAB. 5 – Répartition sectorielle des entreprises des différents échantillons de travail

Secteurs	BRN en 1996	Echantillon de travail	1er sous-échantillon de travail (analyse exploratoire)	2e sous-échantillon de travail (estimation)
Agriculture, sylviculture, pêche	1.28%	-	-	-
Industries agricoles et alimentaires	2.42%	4.14%	4.51%	4.88%
Industries des biens de consommation	3.92%	6.94%	7.61%	7.39%
Industrie automobile	0.21%	0.59%	0.75%	0.92%
Industries des biens d'équipement	2.98%	6.28%	7.18%	8.18%
Industries des biens intermédiaires	5.35%	13.07%	16.08%	18.72%
Energie	0.16%	-	-	-
Construction	8.67%	12.14%	12.70%	11.79%
Commerce	31.76%	24.62%	25.97%	27.52%
Transports	4.07%	6.61%	7.02%	6.77%
Activités financières	2.63%	-	-	-
Activités immobilières	11.77%	-	-	-
Services aux entreprises	14.87%	16.05%	11.38%	6.69%
Services aux particuliers	8.03%	6.48%	4.63%	3.66%
Education, santé, action sociale	1.5%	3.09%	2.14%	3.49%
Administration	0.24%	-	-	-
Non défini	0.15%	-	-	-
Nombre d'entreprises	630 593	165 420	53 026	16 972

Annexe C: définition et interprétation des principaux ratios utilisés

1 Les ratios de performance d'exploitation

1.1 La rentabilité économique

Rentabilité économique (RECO):

$$\text{Rentabilité de l'actif total} = \frac{\text{Excédent Brut d'Exploitation}}{\text{Immobilisations brutes}}$$

i.e.

$$\text{RECO} = \frac{\text{EBE}}{\text{IMMOB}}$$

Où:

$$\begin{aligned} \text{EBE} &= \text{VA} + (\text{FO} - \text{FX} - \text{FY} - \text{FZ}) \\ \text{VA} &= \text{Y} - (\text{FU} + \text{FV} + \text{FW}) \\ \text{Y} &= \text{FC} + \text{FF} + \text{FI} + \text{FM} + \text{FN} - \text{FS} - \text{FT} \\ \text{IMMOB} &= \text{AB} + \text{AD} + \text{AF} + \text{AH} + \text{AJ} + \text{AL} + \text{AN} \end{aligned}$$

Ce ratio est une mesure de l'efficacité opérationnelle de l'entreprise dans son ensemble.

Equivalent anglo-saxon: *Return On Assets*.

1.2 La rentabilité financière

Rentabilité financière (REFI):

$$\text{Rentabilité des capitaux propres} = \frac{\text{Excédent brut d'exploitation} + \text{résultat financier partiel}}{\text{Ressources propres}}$$

i.e.

$$\text{REFI} = \frac{\text{EBE} + \text{RFP}}{\text{RESS}}$$

Où:

$$\begin{aligned} \text{RFP} &= \text{GJ} + \text{GK} + \text{GL} - \text{GR} + \text{FQ} - \text{GE} + \text{GH} - \text{GI} \\ \text{RESS} &= -\text{AA} + \text{AC} + \text{AE} + \text{AF} + \text{AI} + \text{AK} + \text{AM} + \text{AO} + \text{AQ} + \text{AS} + \text{AU} + \text{AW} + \text{AY} + \text{BA} + \text{BC} + \text{BE} + \text{BG} + \text{BI} \\ &\quad + \text{DA} + \text{DB} + \text{DC} + \text{DD} + \text{DE} + \text{DF} + \text{DG} + \text{DH} + \text{DJ} + \text{DK} + \text{DP} + \text{DQ} + \text{DM} + \text{DN} + \text{DH} \end{aligned}$$

Ce ratio indique la rentabilité dont bénéficie l'actionnaire : l'investissement des propriétaires est mesuré au bilan par les capitaux propres.

Equivalent anglo-saxon: *Return On Equity*.

2 Les ratios de situation financière

2.1 La liquidité

Taux de fonds de roulement (TFR):

$$\text{Taux de fonds de roulement} = \frac{\text{Besoin de fonds de roulement}}{\text{Fonds de roulement}}$$

i.e.

$$\text{TFR} = \frac{\text{BFRE}}{\text{FR}}$$

Où:

$$\begin{aligned} \text{BFRE} &= -\text{BL} + \text{BN} + \text{BP} + \text{BR} + \text{BT} + \text{BV} + \text{BX} + \text{YS} - \text{DX} - \text{DW} \\ \text{FR} &= \text{RESS} + (\text{DS} + \text{DT} + \text{DV} \\ &\quad - \text{AB} - \text{AD} - \text{AF} - \text{AH} - \text{AJ} - \text{AL} - \text{AN} - \text{AP} - \text{AR} - \text{AT} - \text{AV} - \text{AX} \\ &\quad - \text{CS} - \text{CU} - \text{BB} - \text{BD} - \text{BF} - \text{BH}) \end{aligned}$$

Ce ratio est l'un des plus appréciés par les institutions de prêt: son calcul repose sur une simple comparaison entre le besoin de fonds de roulement et le montant des fonds de roulement: le premier représente le total des actifs liquides dont dispose l'entreprise (trésorerie); le second donne une indication de ses prochains besoins de trésorerie. Il est donc souhaitable que la valeur de ce ratio soit largement supérieure à 1.

N.B.: les situations varient beaucoup d'une entreprise à l'autre. Une valeur de ce ratio calculée isolément ne nous apprend pas grand chose: c'est surtout l'évolution dans le temps qui importe.

2.2 La solidité financière

Poids des dettes financières dans le total des dettes (PDF):

$$\text{Poids des dettes financières} = \frac{\text{Endettement}}{\text{Dettes totales}}$$

i.e.

$$\text{PDF} = \frac{\text{ENDT}}{\text{DETTEs}}$$

Où:

$$\begin{aligned} \text{ENDT} &= \text{DS} + \text{DT} + \text{DU} + \text{DV} + \text{YS} \\ \text{DETTEs} &= \text{ENDT} + (\text{DW} + \text{DX} + \text{DY} + \text{DZ} + \text{EA} + \text{EB} + \text{ED} - \text{YS}) \end{aligned}$$

Ce ratio mesure la structure des dettes de l'entreprise. Plus il est proche de 1, plus le poids des dettes financières est important, ce qui peut constituer un signe de fragilité financière.

2.3 La pression financière

Taux d'insolvabilité (INSO):

$$\text{Taux d'insolvabilité} = \frac{\text{Frais financiers}}{\text{Excédent Brut d'Exploitation}}$$

i.e.

$$\text{INSO} = \frac{\text{FF}}{\text{EBE}}$$

Où:

$$\text{FF} = \text{GR}$$

Ratio d'apparition récente. Il est unique car il s'agit d'une mesure tirée uniquement du compte de résultat. Alors que les ratios de liquidité s'intéressent uniquement au montant des emprunts, le taux d'insolvabilité mesure l'aptitude de l'entreprise à rémunérer ses créanciers. Son niveau est déterminé par 3 facteurs: le profit d'exploitation; le montant total des emprunts; le taux effectif des intérêts. Le raisonnement est le suivant: le résultat d'exploitation dégagé au cours de l'exercice doit être suffisamment important pour payer les charges financières, d'autres charges (charges exceptionnelles, etc.) et enfin pour dégager les bénéfices souhaités. Une valeur supérieure à 50% est raisonnable. En deçà de cette limite, la situation de l'entreprise peut être dangereuse car une part trop importante de l'Excédent brut d'exploitation risquerait alors de grever les bénéfices et les possibilités d'investissement.

Autre nom: Taux de prélèvement financier.

2.4 L'endettement

Taux d'endettement (TENDT):

$$\text{Taux d'endettement} = \frac{\text{Endettement}}{\text{Capitaux propres + amortissements et provisions}}$$

i.e.

$$\text{TENDT} = \frac{\text{ENDT}}{\text{CP} - (\text{AA} + \text{DP} + \text{DQ} + \text{DM} + \text{DN} + \text{DI} + \text{AC} + \text{AE} + \text{AF} + \text{AI} + \text{AK} + \text{AM} + \text{AO} + \text{AQ} + \text{AS} + \text{AU})}$$

Où:

$$\text{CP} = \text{DA} + \text{DB} + \text{DC} + \text{DD} + \text{DE} + \text{DF} + \text{DG} + \text{DH} + \text{DJ} + \text{DK}$$

Le taux d'endettement est l'un des moyens les plus fondamentaux de mesurer les finances d'une entreprise. C'est le test majeur de la solidité financière de celle-ci. L'objectif de ce ratio est de mesurer la répartition des capitaux au sein du bilan pour comparer ceux qui proviennent des propriétaires (capitaux propres) et ceux qui ont été empruntés (endettement).

Si ce ratio n'est pas bon, un problème grave à long terme se pose à l'entreprise : en augmentant les dettes figurant à son bilan, une entreprise parvient généralement à augmenter ses profits, à faire progresser le cours de ses actions (à travers l'effet de levier), à augmenter le patrimoine de ses actionnaires et à renforcer son potentiel de croissance; en même temps, plus les dettes sont lourdes, plus le risque est élevé. On constate que les entreprises de certains secteurs dont les flux de recettes sont très prévisibles supportent des niveaux d'endettement élevés. Les entreprises des secteurs très volatils se financent principalement à l'aide de capitaux propres.

Les dettes financières devraient être comprises dans des limites considérées comme normales : au minimum, elles devraient être supérieures à 30% des capitaux propres. En deçà de cette limite, on considère habituellement qu'une entreprise est trop prudente dans sa gestion, et qu'elle laisse passer des opportunités; il est préférable que ces dettes soient plus élevées, mais qu'elles ne dépassent pas la moitié des capitaux propres, soit un ratio de 50%. Au-delà de 70%, on considère habituellement que l'endettement est beaucoup trop risqué.

3 Le partage de la valeur ajoutée

Taux de marge (TMARGE):

$$\text{Taux de marge} = \frac{\text{Excédent brut d'exploitation}}{\text{Valeur ajoutée}}$$

i.e.

$$\text{TMARGE} = \frac{\text{EBE}}{\text{VA}}$$

Où:

$$\text{VA} = \text{DA} + \text{DB} + \text{DC} + \text{DD} + \text{DE} + \text{DF} + \text{DG} + \text{DH} + \text{DJ} + \text{DK}$$

Ce ratio mesure la part de la valeur ajoutée qui, une fois ajoutées les subventions d'exploitation, n'est pas versée aux salariés sous forme de salaires et à l'Etat sous forme de taxes ou de charges sociales. Au niveau macroéconomique, le taux de marge est de l'ordre de 1/3.

4 L'efficacité productive

Productivité horaire du travail (PHT):

$$\text{Productivité horaire du travail} = \frac{\text{Valeur ajoutée}}{\text{nombre total d'heures travaillées}}$$

i.e.

$$\text{PHT} = \frac{\text{VA}}{\text{H}}$$

Où:

$$\text{INV} = \text{LP} - \text{NG} + \text{KF}$$

Ce ratio permet de calculer la valeur créée par heures travaillées dans une entreprise. Les normes sont variables selon le secteur d'activité, et ont tendance à s'élever avec le développement économique général.

5 Les perspectives de croissance

Taux d'investissement (TINV):

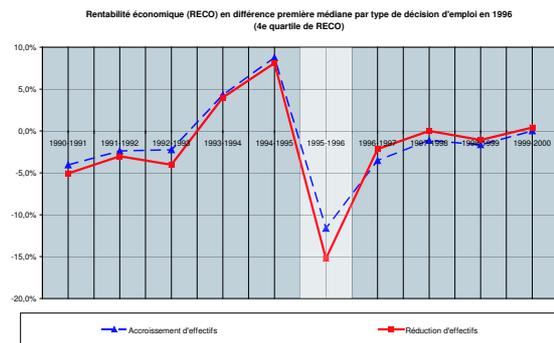
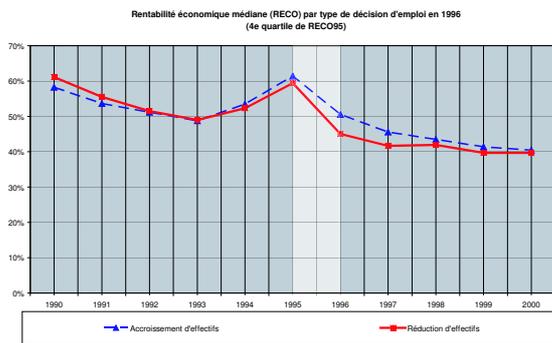
$$\text{Taux d'investissement} = \frac{\text{Investissement en immobilisations}}{\text{Valeur ajoutée}}$$

i.e.

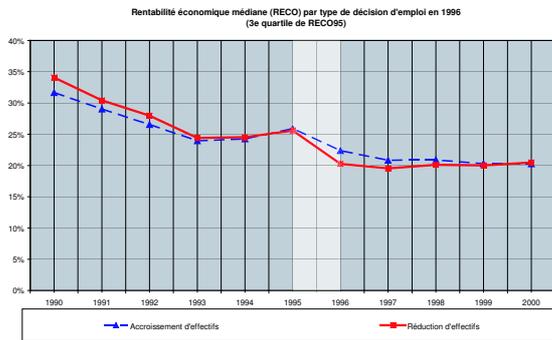
$$\text{TINV} = \frac{\text{INV}}{\text{VA}}$$

L'investissement en immobilisations mesure l'acquisition par l'entreprise de moyens de production qui viennent remplacer et/ou accroître son capital productif. Le taux d'investissement d'une firme sera donc d'autant plus élevé que les perspectives de croissance de celle-ci sont favorables.

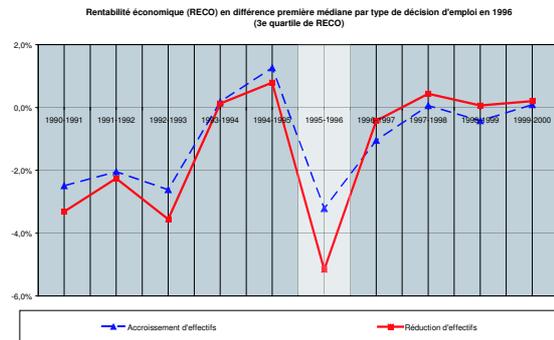
Annexe D: évolution de la rentabilité économique (RECO) par quartile de RECO en 1995



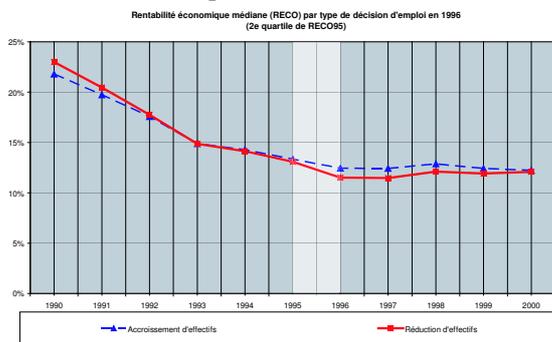
Quartile supérieur (en niveau)



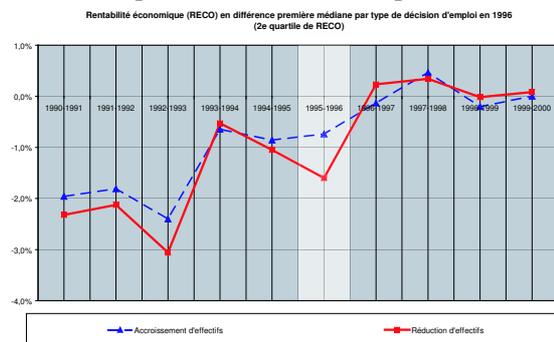
Quartile supérieur (en différence première)



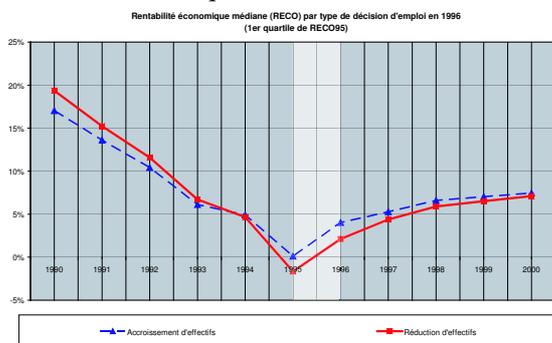
3^{ème} quartile (en niveau)



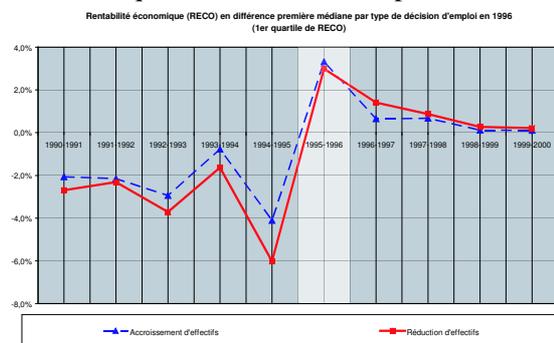
3^{ème} quartile (en différence première)



2^{ème} quartile (en niveau)



2^{ème} quartile (en différence première)



Quartile inférieur (en niveau)

Quartile inférieur (en différence première)

FIG. 10 – Evolution de la rentabilité économique (RECO) en fonction de la décision d'emploi en 1996 par quartile de RECO en 1995

Annexe E: Modèle de réduction d'effectifs

Nous donnons les principales formules permettant de déterminer le sens et l'ampleur de la variation des grandeurs économiques que sont:

- les recettes (ou valeur ajoutée) R_i
- le niveau d'emploi L_i et H_i et sa structure L_i/H_i
- le coût moyen du travail $CHO_i = (w_i^L L_i + w_i^H H_i)/(L_i + H_i)$
- la productivité moyenne du travail $PHT_i^L = R_i/L_i$ et $PHT_i^H = R_i/H_i$
- le taux de marge $TMARGE_i$ et le taux de rentabilité économique $RECO_i$.

1 A la date $t = 0$

La maximisation du profit sur le capital K , le travail non-qualifié effectif $\tilde{L} = \theta^L L$, et le travail qualifié effectif $\tilde{H} = \theta^H H$:

$$\begin{aligned}\Pi &= pQ - w_0^L L_0 - w_0^H H_0 - rK_0 \\ &= Q_0^{(\mu-1)/\mu} A^{1/\mu} K^{(1-\alpha-\beta)/\mu} \tilde{L}^{\alpha/\mu} \tilde{H}^{\beta/\mu} - w_0^L L_0 - w_0^H H_0 - rK_0\end{aligned}$$

donne les quantités d'inputs optimales:

$$\frac{R_0}{K_0} = \frac{\mu}{1-\alpha-\beta} r_0 \quad \frac{R_0}{L_0} = \frac{\mu}{\alpha} \theta_0^L w_0^L \quad \frac{R_0}{H_0} = \frac{\mu}{\beta} \theta_0^K w_0^K$$

et la structure de l'emploi:

$$\frac{L_0}{H_0} = \frac{\alpha}{\beta} \frac{\theta_0^H w_0^H}{\theta_0^L w_0^L}$$

Les indicateurs de performance économique (taux de marge $TMARGE$ et taux de rentabilité économique $RECO$) sont définis comme:

$$\begin{aligned}TMARGE_0 &= \frac{R_0 - w_0^L L_0 - w_0^H H_0}{R_0} = \frac{\mu - \frac{\alpha}{\theta_0^L} - \frac{\beta}{\theta_0^H}}{\mu} \\ RECO_0 &= \frac{R_0 - w_0^L L_0 - w_0^H H_0}{K_0} = \frac{\mu - \frac{\alpha}{\theta_0^L} - \frac{\beta}{\theta_0^H}}{1-\alpha-\beta} r\end{aligned}$$

2 A la date $t = 1$

Nous détaillons ici le processus de négociation salariale dans le cas des travailleurs non qualifiés. La spécification de la fonction-objectif du syndicat est:

$$V_L = \frac{L_1}{L_0} (w_1^L - w_0^L) - \frac{L_0 - L_1}{L_0} (w_0^L - w^L)$$

On peut omettre le terme $l_0 = (w_0^L - w^L)$ qui ne dépend pas des variables de la politique d'emploi disponible pour l'entrepreneur et le syndicat (w_0^L a déjà été déterminé à la période précédente, et w^L est donné par le marché du travail, sur lequel les décisions d'emploi de l'entreprise considérée ont un impact négligeable), ce qui donne: $V_s = \frac{L_1}{L_0} (w_1^L - w^L)$. Les négociations pour les travailleurs non-qualifiés sont ainsi représentées par le programme suivant:

$$\max_{w,L} \Pi(w, L(w))^{1-s^L} V_L(w, L(w))^{s^L} \quad (7)$$

Compte-tenu des spécifications, cela revient à maximiser $(w_1^L)^{1-s^L} (w_1^L - w^L)^{s^L} L(w_1^L)$ pour déterminer le salaire optimal

$$w_1^L = [1 + s^L (\frac{\mu}{\alpha} - 1)] w^L$$

L'entrepreneur fixe alors l'emploi à un niveau égalisant la recette marginale $R'_L = \frac{\alpha R}{\mu L}$ et le coût du travail, soit

$$\frac{R}{L} = \frac{[1 + s^L(\frac{\mu}{\alpha} - 1)]\mu}{\alpha} w^L$$

3 Evolution des indicateurs structurels

Le prix optimal à chaque période est donné par:

$$p^* = \left(\frac{R_k}{A}\right)^{1-\alpha-\beta} \left(\frac{R_L}{A\theta^L}\right)^\alpha \left(\frac{R_H}{A\theta^H}\right)^\beta$$

ce qui permet de déduire la recette optimale:

$$R_1^* = Q_1 \left[\frac{A(\theta^L)^\alpha (\theta^H)^\beta}{R_K^{1-\alpha-\beta} R_L^\alpha R_H^\beta} \right]^{\frac{1}{\mu-1}}$$

En prenant en compte la viscosité du capital, la dynamique des recettes s'écrit:

$$\frac{R_1}{R_0} = \left(\frac{Q_1}{Q_0}\right)^{\frac{\mu-1}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{A_1}{A_2}\right)^{\frac{1}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{R_{L,0}}{R_{L,1}}\right)^{\frac{\alpha}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{R_{H,0}}{R_{H,1}}\right)^{\frac{\beta}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{\theta_1^L}{\theta_0^L}\right)^{\frac{\alpha}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{\theta_1^H}{\theta_0^H}\right)^{\frac{\beta}{\mu-\alpha-\beta}}$$

Pour déterminer l'évolution du niveau d'emploi des non-qualifiés, on utilise le fait que $L_1 = R_1/R_{L,1}$, ce qui conduit directement à:

$$\begin{aligned} \frac{L_1}{L_0} &= \frac{R_1}{R_0} \frac{R_{L,0}}{R_{L,1}} \\ &= \left(\frac{Q_1}{Q_0}\right)^{\frac{1}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{A_1}{A_2}\right)^{\frac{1}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{R_{L,0}}{R_{L,1}}\right)^{\frac{\mu-\beta}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{R_{H,0}}{R_{H,1}}\right)^{\frac{\beta}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{\theta_1^L}{\theta_0^L}\right)^{\frac{\alpha}{\mu-\alpha-\beta}} \left(\frac{\theta_1^H}{\theta_0^H}\right)^{\frac{\beta}{\mu-\alpha-\beta}} \end{aligned}$$

La structure de l'emploi se calcule simplement comme le ratio:

$$\frac{L}{H} = \frac{R_H}{R_L}$$

En notant γ_L et γ_H l'évolution du travail non-qualifié et qualifié, et σ la structure de l'emploi, on peut retracer l'évolution totale de l'emploi comme:

$$\frac{L_1 + H_1}{L_0 + H_0} = \frac{\gamma_L + \gamma_H \sigma_0}{1 + \sigma_0}$$

Le coût moyen du travail est une moyenne pondérée du coût salarial du travail qualifié et non qualifié:

$$\begin{aligned} CHO &= \frac{w^L L + w^H H}{L + H} \\ &= \left(\frac{\alpha}{\theta^L} + \frac{\beta}{\theta^H}\right) / \left(\frac{\alpha}{\theta^L w^L} + \frac{\beta}{\theta^H w^H}\right) \end{aligned}$$

L'évolution de la rentabilité économique est donnée par:

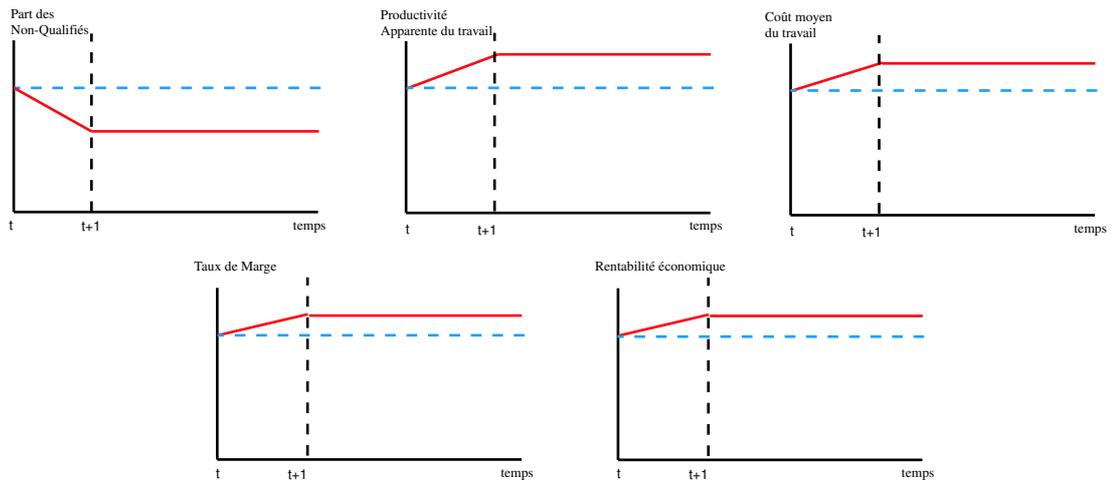
$$\frac{RECO_1}{RECO_0} = \frac{TMARGE_1}{TMARGE_0} \times \frac{R_1}{R_0}$$

4 extensions du modèle

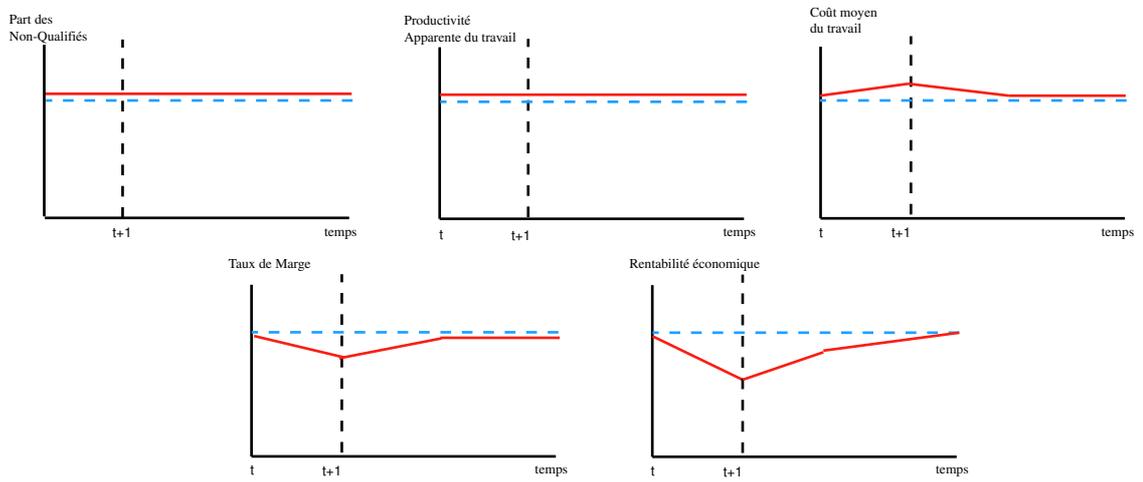
Deux extensions de cette modélisation des décisions d'emploi ont été envisagées:

- introduction de coûts induits par la réduction des effectifs (indemnités de licenciement, coûts de réorganisation, grèves...) conduit l'entrepreneur à comparer, face à un choc économique, les taux de rentabilité économique obtenu sans ajustement des effectifs avec le taux de rentabilité que permettrait d'atteindre un tel ajustement. En supposant un coût marginal décroissant avec la réduction d'effectif, on obtient alors que l'entrepreneur maintient l'emploi jusqu'à un seuil de référence (qui peut être une hausse de salaire \bar{w} , une baisse de la demande \underline{Q} , une productivité potentielle $\bar{\theta}$), à partir duquel il préfère réaliser un ajustement massif des effectifs.

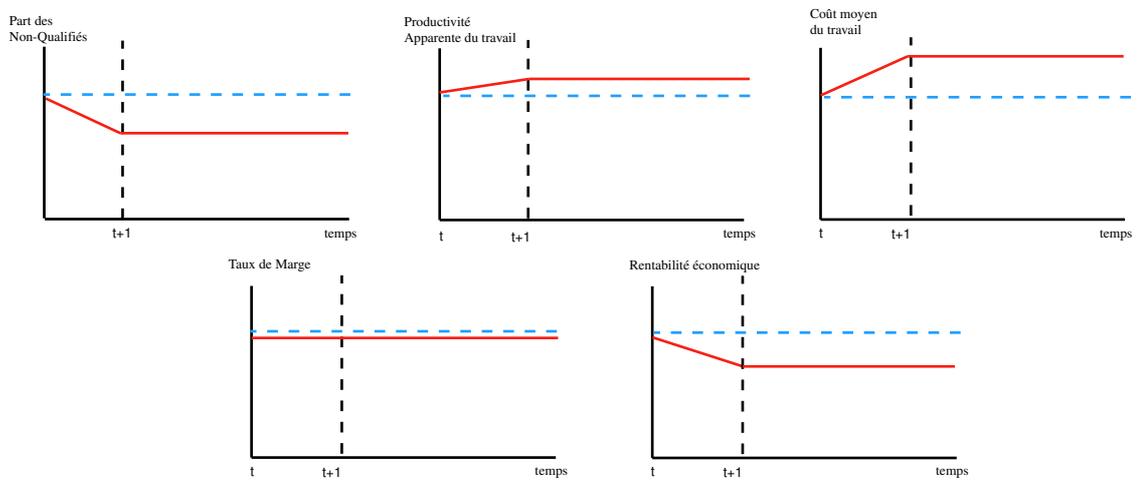
- ainsi présentés dans un modèle de droit de gérer, les syndicats peuvent apparaître nuisibles à l'emploi. Cependant, si l'on endogénéise le pouvoir de négociation des salariés, on peut au contraire voir dans l'organisation syndicale un mode de gestion du travail cherchant à éviter des trop grandes fluctuations de l'emploi. Supposons par exemple que le pouvoir de négociation des travailleurs non-qualifiés dépende de la rentabilité économique anticipée. En cas de choc transitoire de demande positif ($Q_1 > Q_0$), le pouvoir de négociation s'accroît, ce qui aboutit à un renchérissement du coût du travail; dans ce cas l'entrepreneur embauchera certes moins qu'en l'absence de syndicat. Une fois le choc passé (ce qui se traduira par exemple par un retour de la demande au niveau Q_0), le pouvoir de négociation diminue, ce qui correspond à une modération salariale, permettant une moindre réduction des effectifs. Dans ce cas particulier on peut par ailleurs montrer que le coût salarial moyen diminue (résultat que l'on ne peut obtenir en considérant le modèle de base). De la sorte, la présence d'un pouvoir de négociation variable selon les anticipations de rentabilité permet de réduire la variance de l'emploi, en accroissant la variance du coût du travail.



Impact attendu d'un reengineering
(choc technologique durable sur la productivité du travail)



Impact attendu d'un choc négatif de demande
(choc en $t+1$, transitoire, avec coûts de licenciements)



Impact attendu d'un choc salarial
(hausse permanente du salaire des non-qualifiés)

Annexe F: Présentation de la méthode d'estimation

1 Un cadre conceptuel général: le modèle de Rubin

Nos données nous permettent d'observer, pour chaque entreprise, le fait d'avoir ou non réduit ses effectifs entre 1994 et 1995, ainsi que divers indicateurs de performance économique tout au long de la deuxième moitié des années 1990. En théorie, on aimerait pouvoir comparer les performances économiques d'une entreprise qui a réduit ses effectifs à l'évolution de ses performances dans le cas contraire. Or, sur une période de temps, une entreprise ne peut pas à la fois réduire et ne pas réduire ses effectifs: on ne peut donc estimer qu'un seul de ces deux termes. Le modèle de Rubin fournit un cadre conceptuel rigoureux à ce problème.

1.1 Notations

Le modèle présenté ici³⁰ a été introduit par le statisticien Donald Rubin en 1974. Il est adapté à la situation dans laquelle un traitement $T_i \in [0,1]$ (ici le fait d'avoir réduit ses effectifs entre 1995 et 1996) peut être administré ou non à un individu i , $i = 1, \dots, N$ (ici les entreprises). Le terme de "traitement" se réfère aux premiers travaux ayant permis de développer ce cadre théorique, et qui concernaient l'évaluation de l'efficacité des traitements dans le domaine médical. Bien qu'il ne soit pas toujours le plus approprié, en particulier dans le domaine économique, il a été conservé.

L'efficacité du traitement est mesurée à travers une variable de résultat y_i (ici, les différents indicateurs de performance économique). Le modèle de Rubin introduit pour chaque entreprise deux variables aléatoires latentes y_{0i} et y_{1i} correspondant aux *performances économiques potentielles* de l'entreprise selon qu'elle reçoit le traitement ($T_i = 1$, i.e. elle réduit ses effectifs entre 1995 et 1996) ou non ($T_i = 0$). Ces deux variables potentielles préexistent au traitement, mais seule l'une d'entre elles est observée: ainsi, pour une entreprise ayant réduit ses effectifs, (y_{1i}) est connue et est mesurée par la performance observée de l'entreprise y_i tandis que y_{0i} est inconnue et correspond au résultat potentiel qui aurait été réalisé si l'entreprise n'avait pas réduit ses effectifs. Pour une entreprise non "traitée", on observe au contraire y_{0i} tandis que y_{1i} est inconnue. La valeur prise par la *variable de performance observée* y_i peut donc se déduire des variables potentielles et de la variable de traitement par la relation:

$$y_i = T_i \times y_{1i} + (1 - T_i) \times y_{0i}$$

seul le couple (y_i, T_i) étant observé pour chaque entreprise.

1.2 Composante spécifique

On peut alors définir, pour chaque entreprise, la composante spécifique c_i du traitement T_i dans les performances économiques y_i :

$$c_i = y_{1i} - y_{0i}$$

Il s'agit donc de la différence entre ce que serait la situation d'une entreprise si elle était traitée et ce que serait sa situation si elle ne l'était pas. Dans le cas des réductions d'effectifs, on ne peut assimiler cette composante spécifique à un effet causal: en effet, si une entreprise réduit ses effectifs en 1996 à la suite d'un choc se produisant la même année ou du fait d'anticipations négatives sur ses performances futures, l'observation simultanée d'une réduction d'effectifs et d'une chute des performances économiques ne traduira pas nécessairement un impact causal négatif de cette réduction d'effectifs, mais plutôt une corrélation positive entre les deux phénomènes. La composante spécifique du traitement T_i dans les performances économiques correspond simplement à l'écart de performances lié exclusivement au traitement.

La composante spécifique ainsi définie a deux caractéristiques importantes:

- elle est *inobservable*, puisque seule une des deux variables potentielles est observée pour chaque entreprise.

30. Cette présentation doit beaucoup aux présentations très claires de Crépon et Iung[12] et de Brodaty, Crépon et Fougère[3].

- il est *individuel*. il existe donc une distribution de la composante spécifique dans la population.

Au niveau individuel, cette composante n'est pas identifiable: on n'observe jamais simultanément une réalisation de y_{0i} et une réalisation de y_{1i} , puisqu'on observe de manière certaine une réalisation de la variable T_i . Néanmoins, sous certaines hypothèses de la loi jointe du triplet (y_{0i}, y_{1i}, T_i) , on peut identifier certains paramètres de la distribution de la composante spécifique à partir de la densité des observables (y_i, T_i) . On s'intéresse alors principalement à deux paramètres:

- *La composante spécifique moyenne dans la population totale:*

$$E(c_i) = E(y_{1i} - y_{0i})$$

- *La composante spécifique moyenne dans la population des entreprises traitées:*

$$E(c_i | T_i = 1) = E(y_{1i} - y_{0i} | T_i = 1)$$

Ces deux paramètres ne sont égaux que sous certaines hypothèses très restrictives.

1.3 Estimation naïve et biais de sélectivité

Ce cadre d'analyse permet de mieux comprendre les limites de la méthode d'estimation présentée à la section 3.2.1. En effet, l'estimateur "naturel" de la composante spécifique de la réduction d'effectifs dans les performances économiques, formé par la différence des moyennes des variables de résultat, s'écrit, dans les termes du modèle de Rubin:

$$c_{naïf} = E(y_i | T_i = 1) - E(y_i | T_i = 0)$$

Or, en l'absence d'hypothèse spécifique, cet estimateur est en réalité affecté d'un biais. En effet, on a:

$$\begin{aligned} c_{naïf} &= E(y_i | T_i = 1) - E(y_i | T_i = 0) \\ &= E(y_{1i} | T_i = 1) - E(y_{0i} | T_i = 0) \end{aligned}$$

Comme $E(c_i) = E(y_{1i}) - E(y_{0i})$, l'équation précédente peut se réécrire:

$$\begin{aligned} c_{naïf} &= E(c_i) + [E(y_i | T_i = 1) - E(y_{1i})] - [E(y_i | T_i = 0) - E(y_{0i})] \\ &= E(c_i) + \text{biais} \end{aligned}$$

D'après cette équation, pour que $c_{naïf}$ soit un estimateur non biaisé de $E(c_i)$, il faut supposer que $E(y_{1i} | T_i = 1) = E(y_{1i})$ et que $E(y_{0i} | T_i = 0) = E(y_{0i})$, c'est-à-dire que le fait de réduire effectivement ses effectifs en 1996 (le fait que $T_i = 1$ se réalise) (respectivement de ne pas le faire) n'apporte pas d'information quant aux performances économiques moyennes en cas de réduction des effectifs (respectivement en cas de non-réduction des effectifs). Or, précisément, on peut penser que certaines caractéristiques des entreprises conditionnent à la fois leurs décisions en matière d'emploi et leurs performances économiques ultérieures. Le terme de biais trouve son origine dans le fait que les performances potentielles moyennes liées à la réduction d'effectifs diffèrent des performances moyennes des entreprises qui ont effectivement réduit leurs effectifs. Il en est ainsi parce que les entreprises qui procèdent à des réductions d'effectifs ont des caractéristiques différentes des autres entreprises. L'hypothèse d'indépendance entre les résultats potentiels et la variable de traitement $(y_{0i}, y_{1i} \perp T_i)$ est exigeante et nécessite le contexte très particulier de la randomisation. Dans le cadre de notre étude, cette hypothèse ne paraît pas tenable, et l'estimation naïve de la composante spécifique est vraisemblablement biaisée.

1.4 Identification de la composante spécifique moyenne dans le cas de l'indépendance conditionnelle à des observables

Une condition d'identification alternative moins restrictive consiste à considérer qu'il existe un ensemble de variables observables x_i conditionnellement auquel la propriété d'indépendance entre les performances potentielles et l'affectation au traitement (ici, la décision d'emploi) est vérifiée:

$$y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_i$$

On peut alors montrer que la densité de chacun des résultats potentiels est identifiable puisque leur densité conditionnelle aux observables est identifiable:

$$y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_i \Rightarrow l(y_{0i}), l(y_{1i}), l(y_{1i}|T_i = 1) \text{ et } l(y_{1i}|T_i = 0) \text{ sont identifiables}$$

En effet, sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle à des observables, on a:

$$l(y_{0i}|x_i) = l(y_{0i}|x_i, T_i = 0) = l(y_i|x_i, T_i = 0)$$

et:

$$l(y_{1i}|x_i) = l(y_{1i}|x_i, T_i = 1) = l(y_i|x_i, T_i = 1)$$

Comme la densité des observables est identifiable, il en résulte que les quatre densités $l(y_{0i}), l(y_{1i}), l(y_{1i}|T_i = 1)$ et $l(y_{1i}|T_i = 0)$ sont identifiables.

On peut alors identifier les paramètres de chacune des quatre distributions, en particulier leur espérance et donc la composante spécifique moyenne du traitement.

L'hypothèse d'indépendance conditionnelle signifie qu'une fois observées un certain nombre de caractéristiques des entreprises, la réalisation de la variable de réduction d'effectifs n'apporte pas d'information supplémentaire quant aux performances potentielles de l'entreprise. Autrement dit, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle permet de se ramener au cadre d'une expérience contrôlée, avec affectation aléatoire au traitement. Aussi le choix des variables de conditionnement est-il essentiel dans ce type de modèle.

1.5 Principe de l'estimation

La composante spécifique telle qu'on la définit ici a pour principale caractéristique d'être inobservable, en raison de l'impossibilité d'observer simultanément y_{0i} et y_{1i} sur données en coupe. Le principe général de la méthode d'estimation de la composante spécifique est relativement intuitif. On peut le caractériser ainsi: il s'agit de raisonner sur des groupes d'entreprises proches au vu de leurs caractéristiques x_i , de sorte que l'estimation des moments de y_{0i} et y_{1i} ne dépende plus de la réalisation de la variable de traitement T_i . Pour ces groupes formés d'entreprises suffisamment similaires, on pourra considérer que:

$$E(y_{0i}|T_i = 1, x_i) = E(y_{0i}|T_i = 0, x_i) = E(y_{0i}|x_i)$$

et que:

$$E(y_{1i}|T_i = 1, x_i) = E(y_{1i}|T_i = 0, x_i) = E(y_{1i}|x_i)$$

L'hypothèse centrale que l'on doit formuler pour obtenir ces propriétés est que les performances potentielles (y_{0i}, y_{1i}) et la variable de traitement T_i sont indépendantes conditionnellement à des caractéristiques observables x_i .

La composante spécifique moyenne dans la population peut alors s'écrire:

$$\begin{aligned} E(c_i) &= E[E(c_i|x_i)] \\ &= E[E(y_{1i} - y_{0i}|x_i)] \\ &= E[E(y_{1i}|x_i) - E(y_{0i}|x_i)] \\ &= E[E(y_{1i}|x_i, T_i = 1) - E(y_{0i}|x_i, T_i = 0)] \\ &= E[E(y_i|x_i, T_i = 1) - E(y_i|x_i, T_i = 0)] \end{aligned}$$

où $E(c_i|x_i)$ est défini comme la composante spécifique conditionnellement à x_i . La composante spécifique est alors définie comme l'espérance de la différence des performances moyennes observées dans chaque sous-population d'entreprises, *conditionnellement aux caractéristiques* x_i . Le problème consiste donc à évaluer les quantités $E(y_i|x_i, T_i = 1)$ et $E(y_i|x_i, T_i = 0)$. Nous proposons plus loin deux estimateurs de la composante spécifique moyenne. Le principe de l'estimation est toujours le même: il s'agit d'évaluer la différence des performances moyennes dans les deux sous-populations, *pour des entreprises comparables* au regard des variables de conditionnement x .

1.6 Prise en compte des effets individuels inobservables

L'hypothèse d'identifiabilité présentée au paragraphe précédent suppose que toutes les variables explicatives permettant d'assurer l'indépendance sont observables. Cette hypothèse peut, au premier abord, sembler assez restrictive.

En effet, l'hypothèse d'indépendance conditionnellement à des observables n'est plus valable en présence d'*effets fixes inobservables*, affectant à la fois les variables de performances potentielles et la variable de traitement. Une hypothèse plus réaliste que l'hypothèse $y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_i$ pourrait se formuler de la manière suivante:

$$y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_i, u_i$$

où l'introduction de la variable u_i signifie qu'une partie des variables nécessaires à l'obtention de la propriété d'indépendance est inobservée.

Afin de se ramener au cadre précédant, on aimerait éliminer l'information contenue dans l'élément inobservé u_i sur les variables de performances potentielles. Une manière simple d'y parvenir est de considérer les variables de performances non pas en niveau, mais en différence première, à l'instar de ce qui est fréquemment effectué dans le cadre des données de panel. En effet, dans le cas où la liste des variables de conditionnement comprend les variables de performances à une date antérieure au traitement, notées y_i^p , avec $y_i^p \subset \{x_i\}$, et que par différenciation il est possible d'éliminer l'effet individuel, i.e. $(y_{0i}, y_{1i}^p), (y_{1i}, y_i^p) \perp u_i | x_i$, on obtient la propriété d'indépendance conditionnellement à des observables pour les variables de performances en évolution (ce résultat est démontré à l'annexe F.2):

$$(y_{0i} - y_i^p, y_{1i} - y_i^p) \perp T_i | x_i$$

Cette propriété a conduit Heckman, Ichimura et Todd (1998)[20] à une généralisation de l'estimateur par "différence de différence": cette expression correspond au fait qu'on considère la variation dans le temps de la variable de performance, ce qui constitue une première différenciation, et qu'on la compare entre les entreprises qui ont réduit leurs effectifs et les autres, ce qui en constitue une seconde. C'est cette optique que nous avons adoptée dans notre étude: les performances que nous avons considérées sont les évolutions des variables d'intérêt entre une date antérieure à la date de référence (1995) et une date contemporaine (1996) ou postérieure à celle-ci (1997 ou 2000); en outre, les valeurs passées des variables d'intérêt ont été systématiquement introduites dans la liste des variables de conditionnement.

2 Les différents estimateurs de la composante spécifique

Le choix des estimateurs de la composante spécifique est une étape décisive, dans la mesure où il s'agit de parvenir à constituer des groupes d'entreprises aussi proches que possible afin de rendre comparables leurs performances. Afin d'évaluer la composante spécifique des réductions d'effectifs dans les performances économiques, nous avons utilisé trois estimateurs distincts: l'estimateur naïf, l'estimateur par appariement et l'estimateur pondéré³¹.

2.1 L'estimateur naïf

L'estimateur "naturel" de la composante spécifique des réductions d'effectifs dans les performances économiques est fondé sur la comparaison des résultats moyens dans les deux sous-populations d'entreprises. Cet estimateur, que nous qualifions de "naïf" à la suite de Crépon et Iung (1999)[12], ne converge

31. Il existe de nombreux estimateurs de la composante spécifique. Pour une présentation approfondie, cf. notamment Brodaty, Crépon et Fougère (2002)[3].

vers l'espérance de la composante spécifique que sous l'hypothèse très restrictive d'indépendance entre les résultats potentiels et le traitement. Il tend vers la différence des espérances de la variable de performance dans chaque population:

$$c_{naïf} = E(y_i|T_i = 1) - E(y_i|T_i = 0)$$

En pratique, nous avons calculé cet estimateur de la façon suivante:

1- Calcul de l'estimateur naïf de la composante spécifique moyenne:

$$\hat{c}_{naïf} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} y_i - \frac{1}{n_0} \sum_{i=1}^{n_0} y_i$$

où $n_1 = \text{Card}\{i/T_i = 1\}$ et $n_0 = \text{Card}\{i/T_i = 0\}$.

2- L'écart-type de l'estimateur naïf est estimé comme suit:

$$\hat{\sigma}(\hat{c}_{naïf}) = \sqrt{\left(\frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} (y_i - \bar{y}_i^{T_i=1})^2 + \frac{1}{n_0} \sum_{i=1}^{n_0} (y_i - \bar{y}_i^{T_i=0})^2 \right)}$$

2.2 L'estimateur par appariement

Rappelons que la difficulté principale du modèle de Rubin est l'impossibilité d'observer simultanément y_{0i} et y_{1i} . L'idée originale de Rubin[32] était d'estimer la composante spécifique par des techniques d'appariement. Celles-ci consistent essentiellement à partitionner l'échantillon en sous-échantillons à l'intérieur desquelles les caractéristiques x sont proches. Dans chaque sous-échantillon, la composante spécifique est alors approximée par la différence entre les moyennes des performances des entreprises "traitées" (i.e. ayant réduit leurs effectifs entre 1995 et 1996) et celle des entreprises non "traitées" (i.e. n'ayant pas réduit leurs effectifs entre 1995 et 1996). La composante spécifique sur l'ensemble de la population est finalement approximée par la moyenne de ces estimations pondérées par la taille des sous-échantillons.

Cette méthode, simple en apparence, pose en pratique de nombreux problèmes: en particulier, le nombre de sous-populations à définir peut devenir rapidement grand. En effet, la propriété d'indépendance conditionnelle nécessite en général l'introduction d'un nombre important de variables de conditionnement. Il est alors nécessaire d'apparier les entreprises sur un grand nombre de caractéristiques, ce qui peut être difficile à réaliser en pratique: par exemple, si pour chaque variable explicative, on réalise 3 classes, il faut partitionner l'échantillon en 3^p sous-populations si on considère p variables explicatives.

Rosenbaum et Rubin[30] ont démontré une propriété très utile (la démonstration est reproduite en annexe F.4), puisqu'elle permet de réduire la dimension de l'appariement du nombre de variables retenues dans la liste des variables de conditionnement à la dimension du *score de propension* (probabilité de traitement, i.e. $P(T_i = 1|x_i)$):

$$y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_i \Rightarrow y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | P(T_i = 1|x_i)$$

La propriété d'indépendance conditionnellement à des observables implique celle d'indépendance conditionnellement au score. Ainsi, il n'est pas nécessaire d'apparier les entreprises sur chacune des variables de conditionnement: il suffit de les apparier sur le score. D'un problème $K + 1$ -dimensionnel (espace des variables), on passe ainsi à un problème unidimensionnel, beaucoup plus simple à résoudre: le score résumant l'ensemble de l'information sur les x pertinente pour l'estimation de la composante spécifique, il suffit de partitionner l'échantillon en sous-échantillons sur la base de cette seule variable.

En pratique, nous avons calculé l'estimateur par appariement de manière assez rudimentaire³²:

1- Le score de chaque entreprise (probabilité de réduire ses effectifs entre 1995 et 1996): $\pi(x_i) = P(T_i = 1|x_i)$ est estimé grâce à un modèle de type Logit.

32. Il existe des estimateurs par appariement plus précis. L'un des plus utilisés est un estimateur à noyau proposé par Heckman et al.[20]: sous certaines hypothèses, cet estimateur est convergent asymptotiquement normal avec une vitesse de convergence de \sqrt{n} .

- 2- Les entreprises sont appariées en fonction de $\pi(x_i\hat{\beta})$, en 10 groupes interdéciles (notés G_k , avec $k \in \llbracket 1, 10 \rrbracket$).
- 3- L'estimateur étant défini par $c_{app} = E[E(y_{1i}|\pi(x_i), T_i = 1) - E(y_{0i}|\pi(x_i), T_i = 0)]$, le calcul de l'estimation donne:

$$\hat{c}_{app} = \frac{1}{10} \sum_{k=1}^{10} \left[\left(\frac{1}{n_1^k} \sum_{i=1}^{n_1^k} y_{1i}^k \right) - \left(\frac{1}{n_0^k} \sum_{i=1}^{n_0^k} y_{0i}^k \right) \right]$$

où $n_1^k = \text{Card}\{i \in G_k / T_i = 1\}$ et $n_0^k = \text{Card}\{i \in G_k / T_i = 0\}$.

- 4- A titre purement indicatif³³, on estime l'écart-type de l'estimateur par appariement comme suit:

$$\hat{\sigma}(\hat{c}_{app}) = \sqrt{\frac{\frac{1}{10} \sum_{k=1}^{10} (\Psi_k - \bar{\Psi}_k)}{10}}$$

où $\Psi_k = \left(\frac{1}{n_1^k} \sum_{i=1}^{n_1^k} y_{1i}^k \right) - \left(\frac{1}{n_0^k} \sum_{i=1}^{n_0^k} y_{0i}^k \right)$.

2.3 L'estimateur pondéré

L'estimateur par appariement de la composante spécifique a essentiellement une fonction de contrôle. Sa relative imprécision nous a conduit à utiliser un estimateur alternatif de la composante spécifique moyenne. Ce troisième estimateur, que nous appelons estimateur pondéré, peut être calculé de façon assez simple en comparant les moyennes des performances des entreprises, convenablement pondérées. Il a été notamment utilisé par Crépon et Lung (1999)[12] qui, en s'appuyant sur les travaux de Dehejia et al. (1995)[15], ont montré que sous l'hypothèse $y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_i$, la composante spécifique moyenne peut être estimée par (cf. démonstration en annexe F.5):

$$c_{pond} = E \left[\frac{y_i T_i}{\pi(x_i)} - \frac{y_i (1 - T_i)}{1 - \pi(x_i)} \right]$$

où $\pi(x_i) = E(T_i | x_i) = P(T_i = 1 | x_i)$ est le *score de propension* selon toutes les caractéristiques observables x des entreprises.

Intuitivement, cet estimateur donne un poids important aux firmes qui ont réduit leurs effectifs (respectivement n'ont pas réduit leurs effectifs) alors qu'elles présentent des caractéristiques observables qui, d'après le modèle Logit, ne devraient pas (respectivement devraient) les inciter à réduire leurs effectifs.

Les étapes de l'estimation sont alors les suivantes:

- 1- Estimation, grâce à un modèle de type Logit, du score de chaque entreprise (probabilité de réduire ses effectifs entre 1995 et 1996): $\pi(x_i) = P(T_i = 1 | x_i)$.
- 2- Calcul de l'estimateur pondéré de la composante spécifique:

$$\hat{c}_{pond} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{T_i}{\pi(x_i\hat{\beta})} - \frac{1 - T_i}{1 - \pi(x_i\hat{\beta})} \right) y_i$$

- 3- Calcul de l'écart-type de l'estimateur pondéré. En tenant compte du fait que $\pi(x_i)$ est estimé, on peut montrer (cf. annexe F.6) que sous l'hypothèse $y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_i$, l'estimateur pondéré de la composante spécifique moyenne est asymptotiquement normal et a pour variance asymptotique la variance de Φ_i , qui a pour formule:

$$\begin{aligned} \Phi_i = & \left[\left(\frac{T_i}{\pi(x_i\hat{\beta})} - \frac{1 - T_i}{1 - \pi(x_i\hat{\beta})} \right) y_i - c_0 \right] - \\ & E \left[\left(\frac{T_i(1 - \pi(x_i\hat{\beta}))}{\pi(x_i\hat{\beta})} - \frac{(1 - T_i)\pi(x_i\hat{\beta})}{1 - \pi(x_i\hat{\beta})} \right) y_i x_i \right] \\ & \times E \left[(1 - \pi(x_i\hat{\beta})) \pi(x_i\hat{\beta}) x_i' x_i \right]^{-1} \left[(T_i - \pi(x_i\hat{\beta})) x_i' \right] \end{aligned}$$

33. Les propriétés asymptotiques de l'estimateur par appariement (convergence, normalité asymptotique, vitesse de convergence) sont inconnues. L'estimation de l'écart-type que nous proposons n'est donc pas valable en toute rigueur.

La variance de Φ_i est elle-même calculée en utilisant des estimateurs convergents des vrais paramètres c_0 (estimé par \hat{c}_{pond}) et β (estimé par $\hat{\beta}$ avec un modèle Logit). Ainsi, on peut estimer l'écart-type de l'estimateur pondéré de la composante spécifique moyenne comme suit:

$$\hat{\sigma}(\hat{c}_{pond}) = \sqrt{\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{\Phi}_i - \bar{\hat{\Phi}})^2}{n}}$$

3 Le problème du support

La question du support des distributions du score conditionnellement au traitement est essentielle: Heckman et al. (1998)[20] ont montré qu'elle est à l'origine d'une importante source de biais dans l'estimation de la composante spécifique du traitement.

Les méthodes d'estimation par appariement et par pondération imposent que l'on dispose pour une entreprise ayant réduit ses effectifs (respectivement n'ayant pas réduit ses effectifs) et dont le score est s , d'une entreprise n'ayant pas réduit ses effectifs (respectivement ayant réduit ses effectifs) et dont la valeur du score est proche de s . Autrement dit, la densité du score pour les entreprises qui n'ont pas réduit leurs effectifs (respectivement qui ont réduit leurs effectifs) ne doit pas être nulle pour les valeurs du score des entreprises qui ont réduit leurs effectifs (respectivement qui n'ont pas réduit leurs effectifs). Les seules entreprises qu'on peut comparer sont donc celles dont le score appartient à l'intersection des supports des distributions des scores des entreprises qui ont réduit leurs effectifs et de celui des autres entreprises. Par conséquent, l'estimateur qu'on obtient finalement est un estimateur local:

$$E(c_i | \pi(x_i) \in S_\cap)$$

où S_\cap est le support commun défini par $S_\cap = S_{T=1} \cap S_{T=0}$, avec $S_{T=1}$ le support de la distribution du score des entreprises qui ont réduit leurs effectifs et $S_{T=0}$ celui des autres entreprises.

Annexe G: propriétés du modèle de Rubin

1 Indépendance conditionnelle: résultat général

Proposition:

$$z_1 \perp z_2 | w_1, w_2 \text{ et } w_2 \perp z_2 | w_1 \Rightarrow z_1 \perp z_2 | w_1$$

Démonstration:

On a:

$$\begin{aligned} l(z_1, z_2 | w_1) &= \int l(z_1, z_2, w_2 | w_1) dw_2 \\ &= \int \frac{l(z_1, z_2, w_2, w_1)}{l(w_1)} dw_2 \\ &= \int l(z_1, z_2 | w_2, w_1) \frac{l(w_2, w_1)}{l(w_1)} dw_2 \\ &= \int l(z_1, z_2 | w_1, w_2) l(w_2 | w_1) dw_2 \end{aligned}$$

Or:

$$\begin{aligned} l(z_1, z_2 | w_1, w_2) &= l(z_1 | w_1, w_2) \times l(z_2 | w_1, w_2) \quad \text{par hypothèse} \\ &= l(z_1 | w_1, w_2) \times l(z_2 | w_1) \quad \text{car } w_2 \perp z_2 | w_1 \end{aligned}$$

On obtient ainsi:

$$\begin{aligned} l(z_1, z_2 | w_1) &= l(z_2 | w_1) \int l(z_1 | w_1, w_2) l(w_2 | w_1) dw_2 \\ &= l(z_2 | w_1) l(z_1 | w_1) \end{aligned}$$

i.e. $z_1 \perp z_2 | w_1 \square$

Ce résultat a deux applications intéressantes: l'indépendance conditionnellement à des observables et à des inobservables et la sélection des variables de conditionnement.

2 Indépendance conditionnellement à des observables et à des inobservables

Lorsqu'on peut éliminer par différenciation l'effet individuel inobservable, intervenant dans la liste des variables de conditionnement des variables de performance, on obtient une relation d'indépendance conditionnelle entre les variables de performance en évolution et la variable de traitement, conditionnellement à des observables.

Partant d'une situation dans laquelle il y a indépendance conditionnellement à des observables et des inobservables:

$$y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_i, u_i$$

si les deux relations suivantes sont vraies:

1-

$$(y_{0i} - y_i^p), (y_{1i} - y_i^p) \perp T_i | x_i, u_i$$

où y_i^p représente la variable de performance à une date antérieure à celle de la date de référence. Dans le cas où $y_i^p \subset \{x_i\}$, cette relation découle de l'hypothèse $y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_i, u_i$.

2-

$$(y_{0i} - y_i^p), (y_{1i} - y_i^p) \perp u_i | x_i$$

ce qui signifie qu'on peut éliminer l'effet individuel inobservé par différenciation.

Alors, par application directe du résultat de la section 1, on obtient une propriété d'indépendance des évolutions des performances et du traitement, conditionnellement aux seules observables:

$$(y_{0i} - y_i^p), (y_{1i}^p) \perp T_i | x_i$$

3 Sélection des variables de conditionnement

Une autre application du résultat démontré à la section 1 est la détermination de l'ensemble des variables à retenir dans la liste des variables de conditionnement. Cette liste est nécessairement incluse dans l'ensemble des variables affectant le traitement. En effet, d'après le résultat suivant:

$$y_{0i}, y_{1i} \perp\!\!\!\perp \text{ino}_i | x_{1i}, x_{2i} \text{ et } x_{2i} \perp\!\!\!\perp \text{ino}_i | x_{1i} \Rightarrow y_{0i}, y_{1i} \perp\!\!\!\perp \text{ino}_i | x_{2i}$$

Cette propriété assure que l'on peut enlever de l'ensemble des variables de conditionnement toutes les variables orthogonales à la variable de traitement conditionnellement aux variables restantes.

4 Indépendance conditionnellement au score - Rosenbaum et Rubin (1983)

On définit le score par: $\pi(x_i) = P(T_i = 1 | x_i)$.

Proposition:

$$y_{0i}, y_{1i} \perp\!\!\!\perp T_i | x_i \Rightarrow y_{0i}, y_{1i} \perp\!\!\!\perp T_i | \pi(x_i)$$

Démonstration:

La variable de traitement T_i est dichotomique. Par conséquent, on peut écrire:

$$\begin{aligned} P[T_i = 1 | y_{0i}, y_{1i}, \pi(x_i)] &= E[T_i | y_{0i}, y_{1i}, \pi(x_i)] \\ &= E[(E(T_i | y_{0i}, y_{1i}, x_i) | y_{0i}, y_{1i}, \pi(x_i))] \\ &= E[(E(T_i | x_i) | y_{0i}, y_{1i}, \pi(x_i))] \end{aligned}$$

où la dernière égalité résulte de l'hypothèse d'indépendance: $y_{0i}, y_{1i} \perp\!\!\!\perp T_i | x_i$. Comme $E(T_i | x_i) = P(T_i = 1) = \pi(x_i)$, on a:

$$\begin{aligned} P[T_i = 1 | y_{0i}, y_{1i}, \pi(x_i)] &= E[(E(T_i | x_i) | y_{0i}, y_{1i}, \pi(x_i))] \\ &= E[\pi(x_i) | y_{0i}, y_{1i}, \pi(x_i)] \\ &= \pi(x_i) \end{aligned} \tag{1}$$

Par ailleurs,

$$\begin{aligned} P(x_i) &= E[\pi(x_i) | \pi(x_i)] \\ &= E[E(T_i | x_i) | \pi(x_i)] \\ &= E[T_i | \pi(x_i)] \\ &= P[T_i = 1 | \pi(x_i)] \end{aligned} \tag{2}$$

D'après (1) et (2), on obtient finalement:

$$P[T_i = 1 | y_{0i}, y_{1i}, \pi(x_i)] = P[T_i = 1 | \pi(x_i)]$$

i.e.: $y_{0i}, y_{1i} \perp\!\!\!\perp T_i | \pi(x_i)$ \square

5 Estimateur de la composante spécifique par pondération

Sous la condition $y_{0i}, y_{1i} \perp\!\!\!\perp T_i | \pi(x_i)$, on peut obtenir un estimateur pondéré de la composante spécifique.

La composante spécifique conditionnellement à x_i s'écrit:

$$E(c_i | x_i) = E(y_{1i} | x_i) - E(y_{0i} | x_i)$$

La composante spécifique moyenne c peut s'écrire

$$c = E[E(c_i | x_i)]$$

D'après les termes du modèle, $y_i = T_i \times y_{1i} + (1 - T_i) \times y_{0i}$. Par conséquent, $y_i T_i = y_{1i} \times T_i$.

On a donc:

$$\begin{aligned} E(y_i T_i | x_i) &= E(y_{1i} T_i | x_i) \\ &= E(y_{1i} | x_i) E(T_i | x_i) \quad \text{par hypothèse} \end{aligned}$$

Comme $E(T_i | x_i) = P(T_i = 1 | x_i) = \pi(x_i)$, on en déduit que (si $\pi(x_i) \in]0,1[$):

$$E(y_{1i} | x_i) = E \left[\frac{y_i T_i}{\pi(x_i)} | x_i \right]$$

De même, on a:

$$E(y_{0i} | x_i) = E \left[\frac{y_i (1 - T_i)}{\pi(x_i)} | x_i \right]$$

La composante spécifique, conditionnellement à x , s'exprime donc par:

$$E(c_i | x_i) = E \left[\frac{y_i T_i}{\pi(x_i)} | x_i \right] - E \left[\frac{y_i (1 - T_i)}{\pi(x_i)} | x_i \right]$$

D'où l'expression de la composante spécifique:

$$c = E \left[E \left(\frac{y_i T_i}{\pi(x_i)} - \frac{y_i (1 - T_i)}{\pi(x_i)} | x_i \right) \right] = E \left[\frac{y_i T_i}{\pi(x_i)} - \frac{y_i (1 - T_i)}{\pi(x_i)} \right]$$

6 Ecart-type de l'estimateur de la composante spécifique

La composante spécifique moyenne est estimée par:

$$\hat{c}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{T_i}{\pi(x_i \hat{\beta})} - \frac{1 - T_i}{1 - \pi(x_i \hat{\beta})} \right) y_i$$

Le calcul de l'écart-type de cet estimateur doit tenir compte du fait que le paramètre β est lui-même estimé à l'aide d'un modèle Logit (dans notre cas). On peut alors montrer (cf. par exemple Crépon et Jung (1999) [12]) qu'en première approximation:

$$\sqrt{n}(\hat{c}_n - c_0) \approx \sqrt{n} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Phi_i \right)$$

avec

$$\begin{aligned} \Phi_i &= \left[\left(\frac{T_i}{\pi(x_i \beta)} - \frac{1 - T_i}{1 - \pi(x_i \beta)} \right) y_i - c_0 \right] - \\ &E \left[\left(\frac{T_i (1 - \pi(x_i \beta))}{\pi(x_i \beta)} - \frac{(1 - T_i) \pi(x_i \beta)}{1 - \pi(x_i \beta)} \right) y_i | x_i \right] \\ &\times E \left[(1 - \pi(x_i \beta)) \pi(x_i \beta) x_i' x_i \right]^{-1} \left[(T_i - \pi(x_i \beta)) x_i' \right] \end{aligned}$$

où Φ_i est une suite de variables i.i.d., de même loi centrée. D'après le théorème central-limite:

$$\sqrt{n}(\hat{c}_n - c_0) \rightsquigarrow_L N(0, \text{Var}(\Phi_i))$$

L'estimateur de la composante spécifique moyenne est donc asymptotiquement normal et a pour variance asymptotique la variance de Φ_i , elle-même calculée en utilisant des estimateurs convergents des vrais paramètres c_0 (estimé par \hat{c}_{pond}) et β (estimé par $\hat{\beta}$ avec un modèle Logit). Ainsi:

$$\hat{\sigma}(\hat{c}_{pond}) = \sqrt{\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{\Phi}_i - \bar{\hat{\Phi}})^2}{n}}$$

Annexe H: Caractéristiques du sous-échantillon utilisé pour l'estimation

TAB. 6 – Caractéristiques de l'échantillon antérieurement à la période de référence (1996)

Variables de performance en niveau (1995) et en évolution (1994-1995)	Réduction d'effectifs			Autres firmes		
	Med	Moy	σ^a	Med	Moy	σ^a
Effectifs (1995)	42.61	71.95	(87.47)	39.49	66.25	(72.77)
Δ Effectifs (log) (1994-1995)	0.015	0.043	(0.22)	0.037	0.065	(0.24)
Part des femmes (S2) (1995)	21.79	30.18	(24.69)	20.87	30.10	(24.71)
Part des salariés de 25 à 35 ans (A2) (1995)	31.70	32.38	(12.21)	34.89	35.41	(12.68)
Part des salariés de 35 à 50 ans (A3) (1995)	42.01	41.57	(12.38)	40.46	40.09	(12.63)
Part des salariés de + de 50 ans (A4) (1995)	14.20	15.46	(9.85)	11.45	12.84	(8.81)
Part des salariés peu qualifiés (Q1) (1995)	19.71	26.52	(23.06)	18.45	26.13	(23.62)
Part des salariés qualifiés (Q2) (1995)	48.03	47.44	(23.58)	47.99	47.29	(24.31)
Part des salariés très qualifiés (Q3) (1995)	20.12	24.52	(17.09)	20.16	25.13	(18.07)
Part du temps partiel (TP) (1995)	4.17	8.31	(12.78)	3.66	7.93	(12.11)
Rentabilité économique (RECO) (1995)	19.65	26.57	(33.40)	24.89	33.78	(35.61)
Δ RECO (1994-1995)	-1.13	-2.28	(27.15)	0.19	0.12	(27.49)
Rentabilité financière (REFI) (1995)	13.26	17.14	(25.30)	18.12	23.93	(27.81)
Δ REFI (1994-1995)	-1.25	-1.39	(27.07)	-0.03	1.18	(28.65)
Taux de fonds de roulement (TFR) (1995)	1.075	1.228	(3.436)	1.015	1.106	(3.455)
Δ TFR (1994-1995)	-0.019	-0.031	(3.95)	-0.01	0.003	(3.87)
Poids des dettes financières (PDF) (1995)	26.24	28.70	(19.54)	25.60	28.21	(18.98)
Δ PDF (1994-1995)	-0.91	-0.21	(11.91)	-1.32	-0.67	(12.02)
Taux d'insolvabilité (INSO) (1995)	14.25	19.49	(40.06)	12.8	18.23	(31.53)
Δ INSO (1994-1995)	-0.33	0.46	(51.27)	-0.81	-0.3	(42.82)
Taux d'endettement (TENDT) (1995)	22.30	38.16	(51.32)	23.56	39.35	(51.63)
Δ TENDT (1994-1995)	-1.60	-0.65	(40.27)	-1.73	-1.15	(45.53)
Taux de marge (TMARGE) (1995)	16.13	17.20	(15.92)	20.16	21.50	(15.04)
Δ TMARGE (1994-1995)	-0.57	-0.54	(11.27)	0.35	0.64	(10.25)
Taux d'investissement (TINV) (1995)	5.18	8.87	(11.08)	6.65	11.32	(13.84)
Δ TINV (1994-1995)	-0.12	-0.41	(13.90)	0.52	0.77	(15.79)
Productivité horaire du travail (PHT) (1995)	0.124	0.137	(0.058)	0.130	0.145	(0.069)
Δ PHT (log) (1994-1995)	0.0028	-0.0052	(0.1929)	0.0046	-0.0050	(0.3070)
Coût horaire du facteur travail (CHO) (1995)	88.26	92.55	(24.62)	88.37	92.61	(25.26)
Δ CHO (log) (1994-1995)	1.32	1.45	(12.20)	1.36	1.38	(12.10)
Actif immobilisé (IMMOB) (1995)	7937.0	19828	(37258)	8087	19307	(34624)
Δ IMMOB (log) (1994-1995)	257	1032	(4313)	433	1676	(6062)
Δ IMMOB (log) (1995-1996)	196	1019	(5527)	440	1571	(5143)
Coefficient de capital à la production (CKQ) (1995)	38.74	49.80	(43.75)	39.24	49.47	(43.14)
Δ CKQ (1994-1995)	0.42	0.78	(14.15)	-0.10	-0.01	(15.53)
Nombre d'observations	7627			9345		

^a Ecart-type de la variable

TAB. 7 – Caractéristiques du 2^{ème} sous-échantillon: variables de performances expliquées

Variables de performance en différence courte (1995-1997) et en différence longue (1995-2000)	Moyennes	
	Réduction d'effectifs	Autres firmes
Δ RECO (1995-1996)	-3.87	-3.63
Δ RECO (1995-1997)	-4.19	-5.49
Δ RECO (1995-2000)	-1.34	-6.25
Δ REFI (1995-1996)	-3.49	-3.85
Δ REFI (1995-1997)	-3.12	-5.27
Δ REFI (1995-2000)	-1.49	-5.67
Δ TFR (1995-1996)	-0.175	-0.052
Δ TFR (1995-1997)	-0.22	-0.116
Δ TFR (1995-2000)	-0.155	-0.104
Δ PDLT (1995-1996)	-0.46	-0.04
Δ PDLT (1995-1997)	-1.60	-0.8
Δ PDLT (1995-2000)	-13.34	-13.57
Δ INSO (1995-1996)	-1.39	-1.27
Δ INSO (1995-1997)	-4.18	-3.21
Δ INSO (1995-2000)	-7.45	-6.01
Δ TENDT (1995-1996)	-6.64	-6.74
Δ TENDT (1995-1997)	-9.00	-8.70
Δ TENDT (1995-2000)	-22.52	-24.48
Δ TMARGE (1995-1996)	-1.16	-1.41
Δ TMARGE (1995-1997)	-0.72	-1.95
Δ TMARGE (1995-2000)	0.03	-2.27
Δ TINV (1995-1996)	-0.21	-0.06
Δ TINV (1995-1997)	-0.05	-1.16
Δ TINV (1995-2000)	1.25	-0.46
Δ LPHT (1995-1996)	3.33	-2.11
Δ LPHT (1995-1997)	3.81	0.14
Δ LPHT (1995-2000)	16.44	12.75
Δ LCHO (1995-1996)	2.13	0.80
Δ LCHO (1995-1997)	4.28	3.11
Δ LCHO (1995-2000)	15.31	15.06
Δ LEFFEN (1995-1996)	-10.33	8.86
Δ LEFFEN (1995-1997)	-9.04	9.59
Δ LEFFEN (1995-2000)	-8.38	14.17
Δ Q1 (1995-1996)	-1.03	-0.25
Δ Q1 (1995-1997)	-1.16	-0.25
Δ Q1 (1995-2000)	-2.56	-1.87
Δ Q2 (1995-1996)	0.54	-0.09
Δ Q2 (1995-1997)	0.22	-0.41
Δ Q2 (1995-2000)	2.20	1.56
Δ Q3 (1995-1996)	0.56	0.10
Δ Q3 (1995-1997)	0.80	0.28
Δ Q3 (1995-2000)	0.39	0.23
Nombre d'observations	7627	9345

Annexe I: Première étape de l'estimation - modèle Logit

TAB. 8 – Régression logistique de la variable de réduction d'effectifs en 1996

Variables explicatives	Spécifications du Logit					
	A		B		C	
	coeff. ^a	écart-type	coeff. ^a	écart-type	coeff. ^a	écart-type
CONSTANTE	2.6790**	(1.1925)	2.2101**	(1.0919)	0.9465**	(0.3364)
STRUCTURE DE L'EMPLOI						
<i>Taille</i>						
50-199 salariés (95)	0.1618**	(0.0538)	0.1228**	(0.0355)	0.1276**	(0.0354)
200-499 salariés (95)	0.3072**	(0.1116)	0.2241**	(0.0711)	0.2279**	(0.0710)
+ de 500 salariés (95)	0.6832**	(0.2806)	0.5654**	(0.2575)	0.5869**	(0.2564)
ΔEffectifs (94-95)	0.3760**	(0.1126)	0.3823**	(0.1115)	0.3856**	(0.1011)
<i>Structure par sexe</i>						
Part des femmes (95) (S2)	0.1357	(0.0965)	-	-	0.1664*	(0.0538)
<i>Structure par âge</i>						
Part des 25-35 ans (95) (A2)	-0.3557	(0.2641)	-0.5529**	(0.1663)	-0.5591**	(0.1638)
Part des 35-50 ans (95) (A3)	0.2141	(0.2270)	-	-	-	-
Part des + de 50 ans (95) (A4)	1.8878**	(0.2707)	1.7602**	(0.2266)	1.7749**	(0.2241)
<i>Structure des qualifications</i>						
Part des peu qualifiés (95) (Q1)	-0.1986	(0.5432)	-0.0559	(0.5147)	-	-
Part des qualifiés (95) (Q2)	-0.3364	(0.5521)	-0.2495	0.5173	-	-
Part des très qualifiés (95) (Q3)	-0.2773	(0.5649)	-0.1555	0.5293	-	-
<i>Condition d'emploi</i>						
Part de l'emploi à temps partiel (95) (TP)	0.2876*	(0.1548)	0.3342**	(0.1433)	0.3486**	(0.1457)
COÛTS SALARIAUX						
Coût horaire moyen (log) (LCHO) (95)	-0.3909**	(0.1594)	-0.3798**	(0.1572)	-0.2322**	(0.0722)
ΔLCHO (94-95)	-0.0850	(0.1709)	-0.0895	(0.1704)	-	-
PERFORMANCES PASSÉES						
<i>Rentabilité</i>						
Rentabilité économique (RECO) (95)	0.0774	(0.0903)	0.0611	(0.0703)	-	-
ΔRECO (94-95)	-0.2200**	(0.0996)	-0.2163**	(0.0971)	-0.1354**	(0.0742)
Rentabilité financière (REFI) (95)	-0.3503**	(0.0967)	-0.3495**	(0.0959)	-0.3241**	(0.0766)
ΔREFI (94-95)	0.0286	(0.0832)	0.0307	(0.0829)	-	-
<i>Situation financière</i>						
Taux de fonds de roulement (TFR) (95)	0.00753	(0.00594)	0.00741	(0.00588)	-	-
ΔTFR (94-95)	-0.00259	(0.00513)	-0.00249	(0.00512)	-	-
Poids des dettes financières (PDF) (95)	0.2213*	(0.00414)	0.2525**	(0.1156)	0.2513**	(0.0945)
ΔPDF (94-95)	0.5339**	(0.1689)	0.5192**	(0.1669)	0.4178**	(0.1457)
Taux d'insolvabilité (INSO) (95)	0.0313	(0.0591)	0.0281	(0.0587)	-	-
ΔINSO (94-95)	0.00857	(0.0437)	0.0104	(0.0436)	-	-
Taux d'endettement (TENDT) (95)	-0.00303	(0.0436)	-0.0116	(0.0421)	-	-
ΔTENDT (94-95)	-0.0667	(0.0473)	-0.0626	(0.0471)	-	-
<i>Partage de la Valeur ajoutée</i>						
Taux de marge (TMARGE) (95)	-1.2628**	(0.2561)	-1.2418**	(0.2396)	-0.9172**	(0.1296)
ΔTMARGE (94-95)	0.2270	(0.2500)	0.2347	(0.2475)	-	-
<i>Efficacité productive</i>						
Productivité du travail (log) (LPHT) (95)	0.2140	(0.1399)	0.1734	(0.1323)	-	-
ΔLPHT(94-95)	0.3874**	(0.1256)	0.4010**	(0.1245)	0.4200**	(0.0969)
<i>Perspectives de croissance</i>						
Taux d'investissement (TINV) (95)	-0.6059**	(0.1958)	-0.6271**	(0.1879)	-0.7364**	(0.1572)
ΔTINV(94-95)	-0.0793	(0.1386)	-0.0674	(0.1375)	-	-
ACTIF IMMOBILISÉ						
Coefficient de capital (en log) (LCKQ) (95)	0.0513	(0.0446)	-	-	-	-
ΔLCKQ (94-95)	1.3868**	(0.1343)	1.4177**	(0.1319)	1.3801**	(0.1263)
Immobilisations (en log) (IMMOB) (95)	-0.0388	(0.0384)	-	-	-	-
ΔIMMOB (94-95)	-2.2130**	(0.1737)	-2.2399**	(0.1720)	-2.1764**	(0.1649)
ΔIMMOB (95-96)	-1.2982**	(0.1138)	-1.3045**	(0.1133)	-1.2973**	(0.1121)
SECTEURS (NAF16)						
Industries des biens de consommation	0.3520**	(0.0967)	0.4123**	(0.0647)	0.3903**	(0.0654)
Industrie automobile	-0.1819	(0.1900)	-	-	-	-
Industries des biens d'équipement	-0.00347	(0.0976)	-	-	-	-
Industries des biens intermédiaires	0.3265**	(0.0840)	0.3639**	(0.0469)	0.3635**	(0.0460)
Construction	0.4729**	(0.0962)	0.4960**	(0.0592)	0.4986**	(0.0584)
Commerce	-0.0671	(0.0871)	-	-	-	-
Transports	-0.3092**	(0.1069)	-0.2638**	(0.0773)	-0.3091**	(0.0721)
Services aux entreprises	0.0967	(0.1077)	0.1708**	(0.0720)	0.1584**	(0.0713)
Services aux particuliers	0.4000**	(0.1198)	0.4412**	(0.0927)	0.4453**	(0.0907)
Education, santé, action sociale	-0.1784	(0.1330)	-	-	-0.1809*	(0.0976)
-2logL	21894		21900		21908	
Nombre d'observations	16972		16972		16972	

^a * = significatif au seuil de 10%; ** = significatif au seuil de 5%.

Annexe J: Deuxième étape de l'estimation - résultats

TAB. 9 – Composante spécifique de la réduction d'effectifs selon les estimateurs et la spécification du Logit. Différences contemporaines (1995-1996)

Variables expliquées	Estimateur naïf ^a	Estimateur par appariement ^b			Estimateur pondéré ^a		
		Spécifications du Logit			Spécifications du Logit		
		A	B	C	A	B	C
DIFFÉRENCES CONTEMPORAINES (1995-1996)							
RENTABILITÉ							
<i>Rentabilité économique</i>							
ΔRECO	-0,0023 (0,0038)	-0,0292⁺⁺ [0,0042]	-0,0288⁺⁺ [0,0039]	-0,0280⁺⁺ [0,0040]	-0,0286^{**} (0,0040)	-0,0281^{**} (0,0040)	-0,0272^{**} (0,0039)
<i>Rentabilité financière</i>							
ΔREFI	0,0036 (0,0037)	-0,0215⁺⁺ [0,0040]	-0,0210⁺⁺ [0,0038]	-0,0199⁺⁺ [0,0045]	-0,0205^{**} (0,0040)	-0,0202^{**} (0,0039)	-0,0190^{**} (0,0039)
SITUATION FINANCIÈRE							
<i>Liquidité</i>							
ΔTFR	-0,1223^{**} (0,0582)	-0,0812 [0,0790]	-0,0879 [0,0628]	-0,1224 [0,0656]	-0,0810 (0,0610)	-0,0904 (0,0609)	-0,1177 (0,0608)
<i>Solidité financière</i>							
ΔPDF	-0,0042^{**} (0,0019)	0,0055⁺⁺ [0,0016]	0,0054⁺⁺ [0,0011]	0,0058⁺⁺ [0,0012]	0,0051^{**} (0,0020)	0,0051^{**} (0,0020)	0,0053^{**} (0,0020)
<i>Pression financière</i>							
ΔINSO	-0,0011 (0,0072)	0,0016 [0,0060]	0,0016 [0,0062]	-0,0029 [0,0081]	0,0009 (0,0072)	0,0010 (0,0072)	-0,0029 (0,0071)
<i>Endettement</i>							
ΔTENDT	0,0010 (0,0059)	0,0064 [0,0062]	0,0053 [0,0053]	0,0106 [0,0072]	0,0063 (0,0063)	0,0052 (0,0063)	0,0108 (0,0062)
PARTAGE DE LA VA							
ΔTMARGE	0,0024 (0,0017)	-0,0042⁺⁺ [0,0017]	-0,0041⁺⁺ [0,0013]	-0,0037⁺⁺ [0,0017]	-0,0039^{**} (0,0017)	-0,0037^{**} (0,0017)	-0,0035^{**} (0,0017)
PERSP. DE CROISSANCE							
ΔTINV	-0,0015 (0,0022)	-0,0029⁺⁺ [0,0014]	-0,0027⁺⁺ [0,0011]	-0,0026 [0,0020]	-0,0028 (0,0023)	-0,0028 (0,0023)	-0,0027 (0,0023)
EFFICACITÉ PRODUCTIVE							
ΔLPHT (log)	0,0544^{**} (0,0036)	0,0481⁺⁺ [0,0049]	0,0477⁺⁺ [0,0045]	0,0485⁺⁺ [0,0048]	0,0475^{**} (0,0039)	0,0472^{**} (0,0038)	0,0484^{**} (0,0038)
COÛTS SALARIAUX							
ΔLCHO (log)	0,0133^{**} (0,0013)	0,0145⁺⁺ [0,0017]	0,0146⁺⁺ [0,0018]	0,0151⁺⁺ [0,0020]	0,0143^{**} (0,0014)	0,0144^{**} (0,0014)	0,0148^{**} (0,0014)
EMPLOI							
<i>Effectif moyen</i>							
ΔLEFFEN (log)	-0,1919^{**} (0,0030)	-0,1797⁺⁺ [0,0084]	-0,1796⁺⁺ [0,0085]	-0,1795⁺⁺ [0,0087]	-0,1789^{**} (0,0031)	-0,1789^{**} (0,0031)	-0,1788^{**} (0,0031)
<i>Structure des qualifications</i>							
ΔQ1	-0,0078^{**} (0,0011)	-0,0081⁺⁺ [0,0012]	-0,0080⁺⁺ [0,0013]	-0,0084⁺⁺ [0,0014]	-0,0081^{**} (0,0012)	-0,0080^{**} (0,0012)	-0,0084^{**} (0,0012)
ΔQ2	0,0063^{**} (0,0012)	0,0064⁺⁺ [0,0020]	0,0061⁺⁺ [0,0017]	0,0067⁺⁺ [0,0014]	0,0064^{**} (0,0013)	0,0061^{**} (0,0012)	0,0066^{**} (0,0012)
ΔQ3	0,0045^{**} (0,0009)	0,0050⁺⁺ [0,0013]	0,0052⁺⁺ [0,0011]	0,0051⁺⁺ [0,0010]	0,0050^{**} (0,0009)	0,0052^{**} (0,0009)	0,0051^{**} (0,0009)

^a Ecarts-type entre parenthèses. ** = significatif au seuil de 5%.

^b Ecart-type (indicatif) entre crochets. ++ = pseudo-significativité à 5%.

TAB. 10 – Composante spécifique de la réduction d'effectifs selon les estimateurs et la spécification du Logit. Différences courtes (1995-1997)

Variables expliquées	Estimateur naïf ^a	Estimateur par appariement ^b			Estimateur pondéré ^a		
		Spécifications du Logit			Spécifications du Logit		
		A	B	C	A	B	C
DIFFÉRENCES COURTES (1995-1997)							
RENTABILITÉ							
<i>Rentabilité économique</i>							
ΔRECO	0.0130** (0.0045)	-0.0203++ [0.0070]	-0.0194++ [0.0067]	-0.0201++ [0.0065]	-0.0193** (0.0049)	-0.0184** (0.0049)	-0.0185** (0.0048)
<i>Rentabilité financière</i>							
ΔREFI	0.0216** (0.0041)	-0.0121++ [0.0040]	-0.0113++ [0.0030]	-0.0115++ [0.0044]	-0.0108** (0.0044)	-0.0100** (0.0043)	-0.0100** (0.0043)
SITUATION FINANCIÈRE							
<i>Liquidité</i>							
ΔTFR	-0.1036 (0.0618)	-0.0356 [0.0621]	-0.0405 [0.0447]	-0.0749 [0.0514]	-0.0371 (0.0657)	-0.0428 (0.0655)	-0.0727 (0.0652)
<i>Solidité financière</i>							
ΔPDF	-0.0079** (0.0022)	0.0046 [0.0025]	0.0050++ [0.0018]	0.0049++ [0.0020]	0.0041 (0.0024)	0.0043 (0.0024)	0.0043 (0.0024)
<i>Pression financière</i>							
ΔINSO	-0.0097 (0.0071)	-0.0024 [0.0046]	-0.0020 [0.0062]	-0.0064 [0.0037]	-0.0022 (0.0071)	-0.0017 (0.0071)	-0.0063 (0.0071)
<i>Endettement</i>							
ΔTENDT	-0.0032 (0.0067)	0.0035 [0.0050]	0.0025 [0.0046]	0.0071 [0.0046]	0.0032 (0.0072)	0.0020 (0.0072)	0.0071 (0.0070)
PARTAGE DE LA VA							
ΔTMARGE	0.0124** (0.0020)	0.0021 [0.0020]	0.0026 [0.0016]	0.0022 [0.0015]	0.0026 (0.0021)	0.0031 (0.0021)	0.0028 (0.0021)
PERSP. DE CROISSANCE							
ΔTINV	0.0111** (0.0023)	-0.0017 [0.0022]	-0.0016 [0.0019]	-0.0022 [0.0023]	-0.0013 (0.0024)	-0.0015 (0.0024)	-0.0019 (0.0024)
EFFICACITÉ PRODUCTIVE							
ΔLPHT (log)	0.0367** (0.0039)	0.0260++ [0.0040]	0.0264++ [0.0048]	0.0268++ [0.0048]	0.0259** (0.0041)	0.0267** (0.0042)	0.0272** (0.0041)
COÛTS SALARIAUX							
ΔLCHO (log)	0.0118** (0.0015)	0.0115++ [0.0026]	0.0118++ [0.0023]	0.0124++ [0.0022]	0.0114** (0.0017)	0.0116** (0.0017)	0.0122** (0.0017)
EMPLOI							
<i>Effectif moyen</i>							
ΔLEFFEN (log)	-0.1863** (0.0035)	-0.1610++ [0.0072]	-0.1610++ [0.0073]	-0.1619++ [0.0085]	0.1611** (0.0035)	0.1616** (0.0036)	0.1619** (0.0036)
<i>Structure des qualifications</i>							
ΔQ1	-0.0091 (0.0014)	-0.0094++ [0.0015]	-0.0091++ [0.0013]	-0.0098++ [0.0017]	-0.0094** (0.0015)	0.0091** (0.0015)	-0.0098** (0.0015)
ΔQ2	0.0062** (0.0015)	0.0057++ [0.0024]	0.0054++ [0.0018]	0.0060++ [0.0023]	0.0057** (0.0016)	0.0052** (0.0016)	0.0060** (0.0016)
ΔQ3	0.0053** (0.0011)	0.0063++ [0.0015]	0.0064++ [0.0013]	0.0065++ [0.0014]	0.0063** (0.0012)	0.0064** (0.0012)	0.0065** (0.0011)

^a Ecarts-type entre parenthèses. ** = significatif au seuil de 5%.^b Ecart-type (indicatif) entre crochets. ++ = pseudo-significativité à 5%.

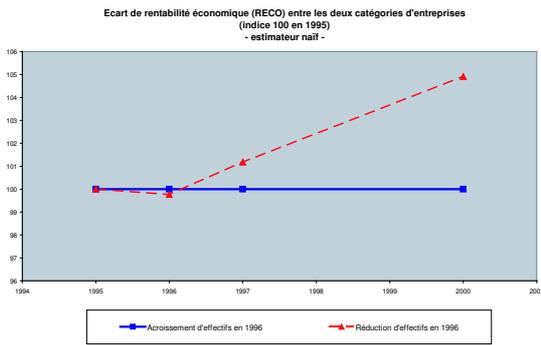
TAB. 11 – Composante spécifique de la réduction d'effectifs selon les estimateurs et la spécification du Logit. Différences longues (1995-2000)

Variables expliquées	Estimateur naïf ^a	Estimateur par appariement ^b			Estimateur pondéré ^a		
		Spécifications du Logit			Spécifications du Logit		
		A	B	C	A	B	C
DIFFÉRENCES LONGUES (1995-2000)							
RENTABILITÉ							
<i>Rentabilité économique</i>							
ΔRECO	0.0491** (0.0058)	0.0003 [0.0059]	0.0005 [0.0068]	0.0004 [0.0054]	0.0013 (0.0062)	0.0014 (0.0061)	0.0026 (0.0060)
<i>Rentabilité financière</i>							
ΔREFI	0.0417** (0.0046)	-0.0037 [0.0041]	-0.0033 [0.0042]	-0.0033 [0.0039]	-0.0024 (0.0049)	-0.0022 (0.0049)	-0.0014 (0.0049)
SITUATION FINANCIÈRE							
<i>Liquidité</i>							
ΔTFR	-0.0514 (0.0655)	0.0187 [0.0436]	0.0130 [0.0497]	-0.0238 [0.0447]	0.0164 (0.0700)	0.0089 (0.0699)	-0.0256 (0.0696)
<i>Solidité financière</i>							
ΔPDF	0.0024 (0.0031)	0.0052 [0.0030]	0.0046++ [0.0019]	0.0051++ [0.0024]	0.0056 (0.0039)	0.0051 (0.0039)	0.0055 (0.0039)
<i>Pression financière</i>							
ΔINSO	-0.0143** (0.0069)	-0.0041 [0.0044]	-0.0046 [0.0040]	-0.0094 [0.0072]	-0.0050 (0.0071)	-0.0054 (0.0071)	-0.0095 (0.0070)
<i>Endettement</i>							
ΔTENDT	0.0196** (0.0080)	0.0079 [0.0072]	0.0063 [0.0070]	0.0110 [0.0073]	0.0098 (0.0092)	0.0076 (0.0092)	0.0129 (0.0091)
PARTAGE DE LA VA							
ΔTMARGE	0.0230** (0.0027)	0.0062++ [0.0025]	0.0066++ [0.0020]	0.0068++ [0.0022]	0.0066** (0.0027)	0.0070** (0.0027)	0.0077** (0.0027)
PERSP. DE CROISSANCE							
ΔTINV	0.0172** (0.0025)	0.0033 [0.0017]	0.0032 [0.0018]	0.0032++ [0.0016]	0.0039 (0.0026)	0.0035 (0.0026)	0.0035 (0.0026)
EFFICACITÉ PRODUCTIVE							
ΔLPHT (log)	0.0369** (0.0049)	0.0238++ [0.0074]	0.0232++ [0.0075]	0.0231++ [0.0043]	0.0228** (0.0057)	0.0225** (0.0057)	0.0232** (0.0057)
COÛTS SALARIAUX							
ΔLCHO (log)	0.0024 (0.0022)	0.0044 [0.0037]	0.0044 [0.0027]	0.0047 [0.0025]	0.0036 (0.0034)	0.0036 (0.0034)	0.0040 (0.0034)
EMPLOI							
<i>Effectif moyen</i>							
ΔLEFFEN (log)	-0.2255** (0.0060)	-0.1748++ [0.0130]	-0.1749+ [0.0125]	-0.1746++ [0.0141]	-0.1756** (0.0062)	-0.1762** (0.0062)	-0.1756** (0.0061)
<i>Structure des qualifications</i>							
ΔQ1	-0.0068** (0.0021)	-0.0062 [0.0032]	-0.0058++ [0.0024]	-0.0077++ [0.0019]	-0.0063** (0.0023)	-0.0059** (0.0023)	-0.0076** (0.0023)
ΔQ2	0.0064** (0.0023)	0.0053 [0.0027]	0.0050++ [0.0024]	0.0070++ [0.0019]	0.0052** (0.0024)	0.0048** (0.0024)	0.0067** (0.0024)
ΔQ3	0.0016 (0.0016)	0.0023 [0.0016]	0.0022 [0.0015]	0.0021 [0.0015]	0.0025 (0.0018)	0.0024 (0.0018)	0.0023 (0.0017)

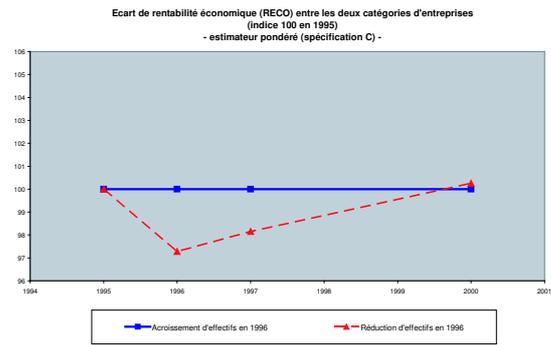
^a Ecarts-type entre parenthèses. ** = significatif au seuil de 5%.

^b Ecart-type (indicatif) entre crochets. ++ = pseudo-significativité à 5%.

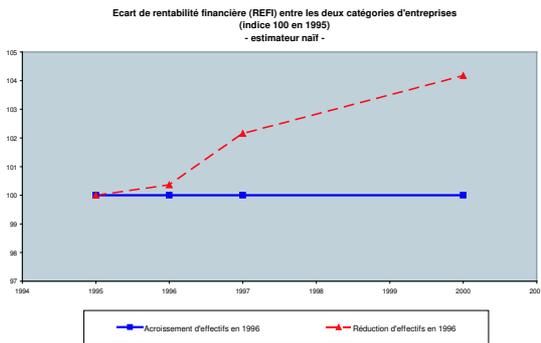
Annexe K: Représentation graphique des écarts de performance



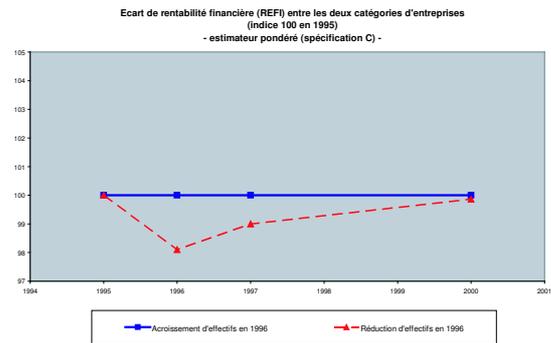
Estimateur naïf - Rentabilité économique



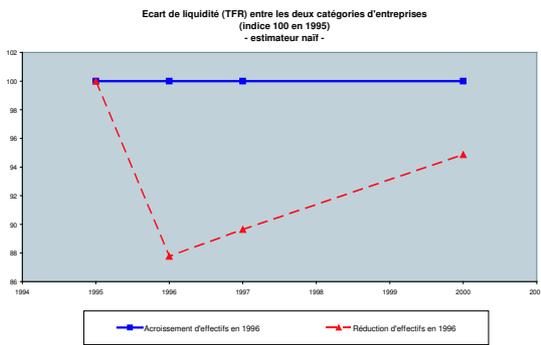
Estimateur pondéré - Rentabilité économique



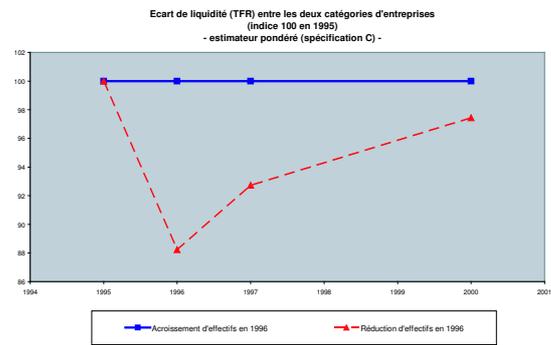
Estimateur naïf - Rentabilité financière



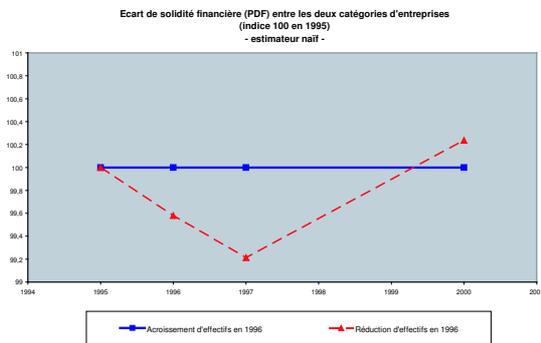
Estimateur pondéré - Rentabilité financière



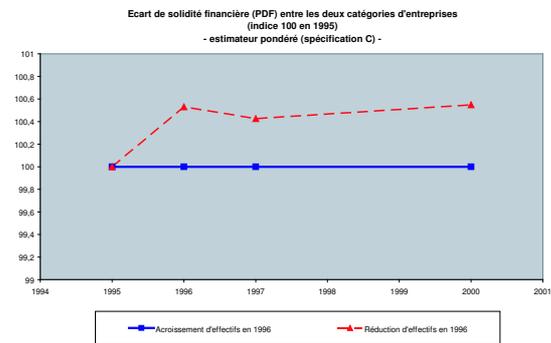
Estimateur naïf - Liquidité



Estimateur pondéré - Liquidité

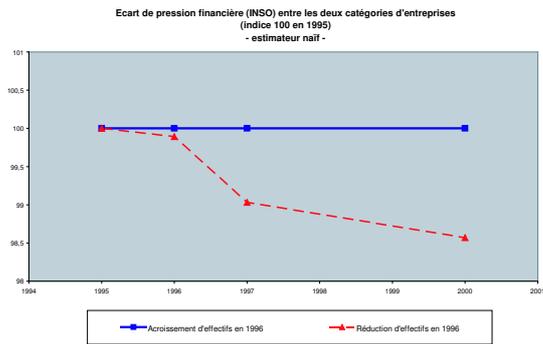


Estimateur naïf - Solidité financière

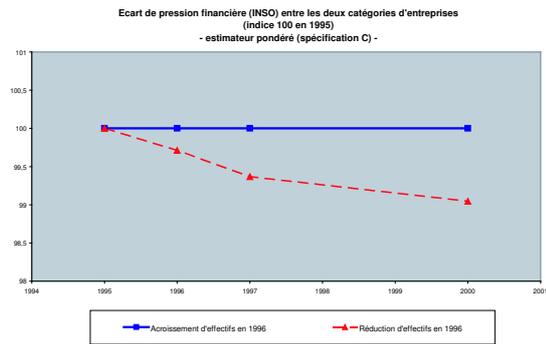


Estimateur pondéré - Solidité financière

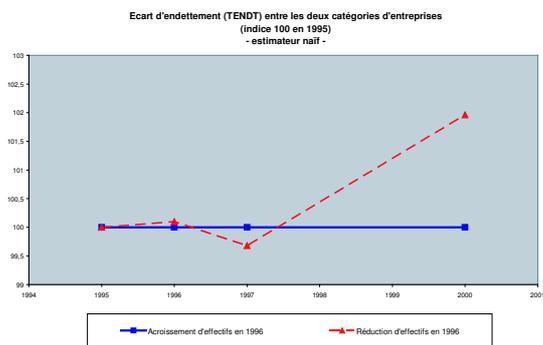
FIG. 11 – Evolution des écarts de performances en fonction de la politique d'emploi en 1996 - Estimation naïve (à gauche) et estimation pondérée (à droite)



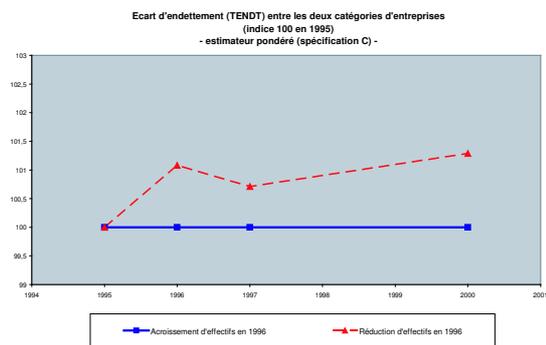
Estimateur naïf - Pression financière



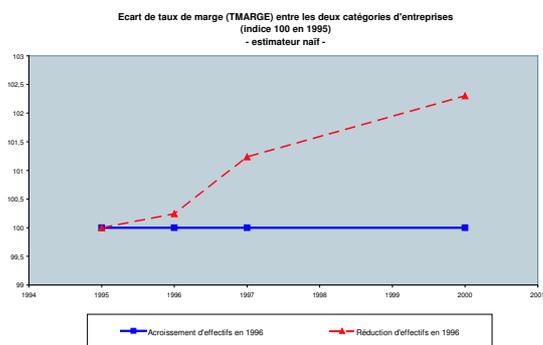
Estimateur pondéré - Pression financière



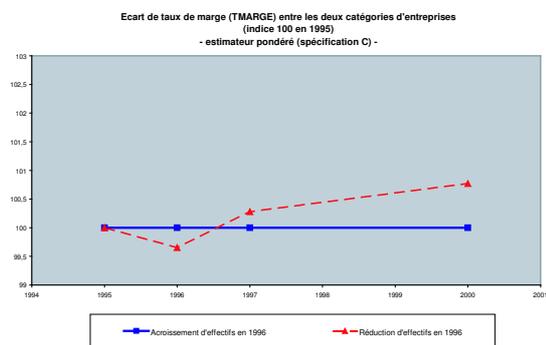
Estimateur naïf - Endettement



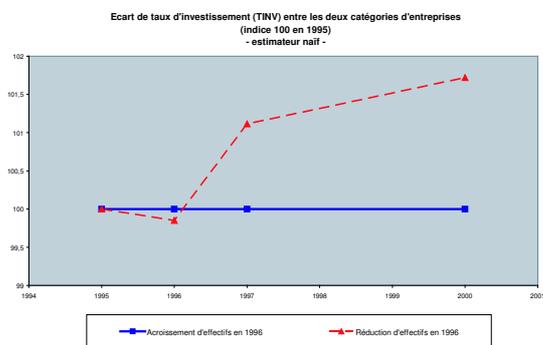
Estimateur pondéré - Endettement



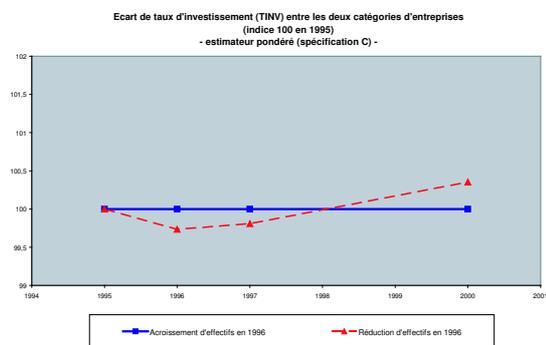
Estimateur naïf - Taux de marge



Estimateur pondéré - Taux de marge

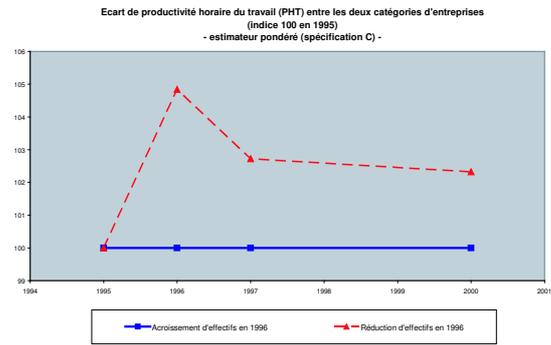
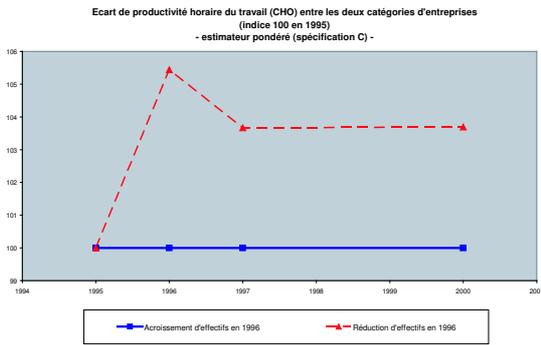


Estimateur naïf - Taux d'investissement



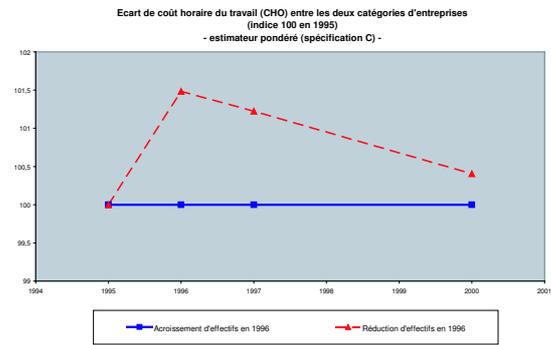
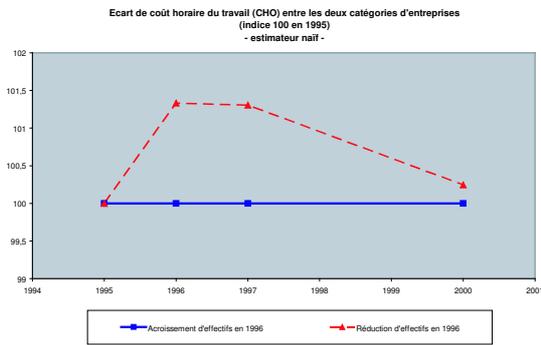
Estimateur pondéré - Taux d'investissement

FIG. 12 – Evolution des écarts de performances en fonction de la politique d'emploi en 1996 - Estimation naïve (à gauche) et estimation pondérée (à droite) [suite]



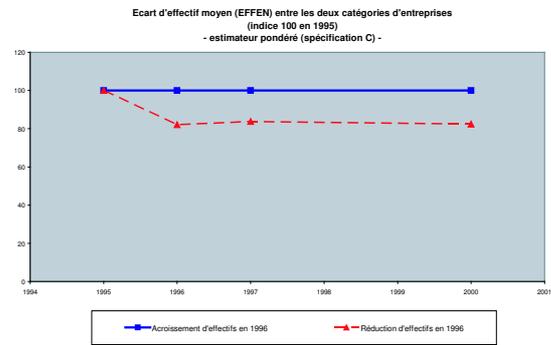
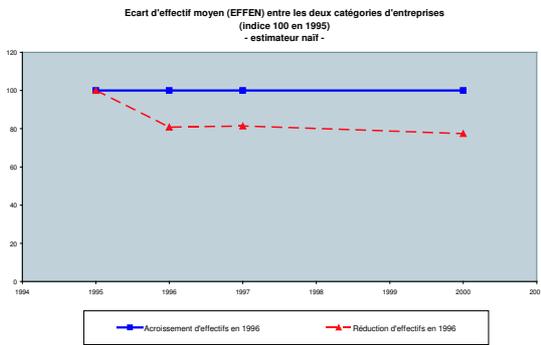
Estimateur naïf - Productivité horaire du travail

Estimateur pondéré - Productivité horaire du travail



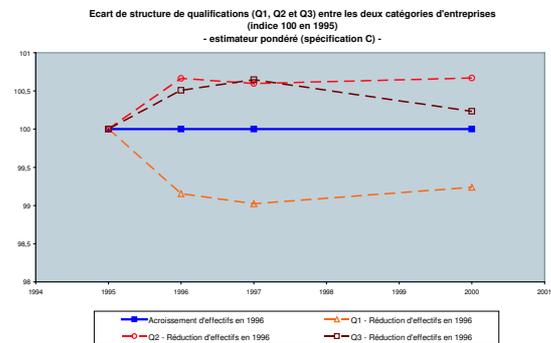
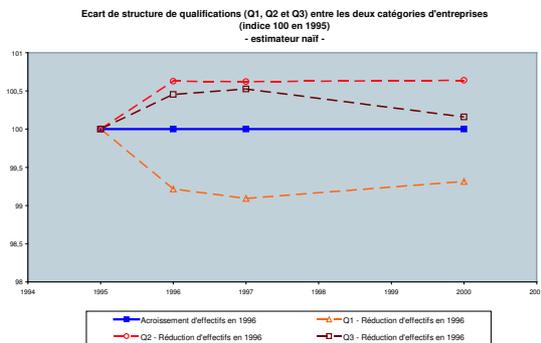
Estimateur naïf - Coût horaire du travail

Estimateur pondéré - Coût horaire du travail



Estimateur naïf - Effectif moyen

Estimateur pondéré - Effectif moyen



Estimateur naïf - Structure des qualifications

Estimateur pondéré - Structure des qualifications

FIG. 13 – Evolution des écarts de performances en fonction de la politique d'emploi en 1996 - Estimation naïve (à gauche) et estimation pondérée (à droite) [fn]