

Évaluation des effets des brusques fermetures d'établissements sur les trajectoires salariales

Jean-François Royer*

Pour des salariés qui travaillent dans une même entreprise depuis des années, parfois des décennies, la fermeture de leur établissement constitue un choc qui peut avoir des répercussions à long terme. En moyenne chaque année, c'est environ 2 % des salariés des établissements de plus de dix salariés qui sont touchés. En comparant leurs trajectoires salariales ultérieures avec celles des autres salariés, cet article s'efforce d'évaluer les effets durables du choc. Un supplément de départs hors du salariat de l'ordre de 6 % s'observe dans les deux premières années suivant la fermeture. Plus de la moitié des salariés touchés sont amenés par la fermeture à changer de zone d'emploi, et pour le tiers de ces « mobiles », leur nouvel emploi résulte d'un reclassement dans la même entreprise. La masse salariale de ceux qui n'ont pas quitté définitivement le salariat rattrape progressivement celle des salariés non touchés, sans y parvenir tout à fait : au bout de sept ans, un écart faible mais significatif, de l'ordre de 5 %, subsiste. Ces effets sont proches de ceux observés dans certains pays d'Europe du Nord (Suède, Norvège), mais beaucoup moins importants que ceux attestés aux États-Unis. On manque toutefois de statistiques en France sur les compensations effectivement perçues par les salariés licenciés à la suite d'une fermeture, pour dresser un bilan complet des effets de ces événements sur les revenus des salariés touchés.

* Jean-François Royer appartenait au CREST au moment de la rédaction de cet article.

La récession de 2009 a ramené au devant de la scène le thème des fermetures d'établissements, par le biais de cas fortement médiatisés : Continental à Clairoix, Molex à Villemur-sur-Tarn, etc. Au niveau d'un bassin d'emploi, c'est la balance entre les flux de création et de disparition des emplois, appréciée au bout de quelques années, qui importe. Au niveau individuel, les salariés sont en présence d'une dissymétrie bien réelle. Les suppressions d'emploi sont souvent collectives, brusques, concentrées dans l'espace, alors que les créations sont généralement diffuses, et parfois éloignées des suppressions. Les salariés supportent une partie du poids des ajustements. Face à de tels événements, la question du retour à l'emploi est devenue un véritable enjeu pour les politiques publiques. Les États de l'Union européenne veulent progresser à la fois vers plus de flexibilité des relations employeurs-employés, et vers plus de sécurité pour ces derniers. Il semble donc utile de prendre la mesure des risques et des pertes que les salariés encourent, ce pourquoi cet article cherche à contribuer.

En utilisant conjointement une base de données sur l'emploi des établissements, et un panel de salariés permettant de connaître leurs trajectoires salariales de 1991 à 2006, nous cherchons à évaluer l'ampleur et la durée des changements dans la carrière salariale imputables aux brusques fermetures d'établissements survenues en France métropolitaine entre 1995 et 1999, pour les salariés ayant au moins deux ans d'ancienneté qui ont été confrontés à un tel événement. Les paramètres de la trajectoire salariale qui sont pris en compte sont le temps passé en emploi salarié, la masse de salaire, l'horaire de travail, la localisation de l'emploi salarié.

L'ambition de cet article ne va pas plus loin : nous ne prenons pas en compte, faute de données, les compensations diverses qui sont versées à ces salariés soit par leurs employeurs au moment de la fermeture - indemnités de licenciement, etc. - soit par des organismes publics au titre du chômage et de l'accompagnement vers une reprise d'emploi. Ce travail ne cherche donc pas à évaluer les effets des fermetures sur les revenus des salariés concernés, mais seulement les effets sur leurs trajectoires dans l'emploi salarié.

Qu'est-ce qu'une « brusque fermeture » ?

Chaque année, des salariés installés dans leur emploi sont confrontés à un événement

imprévu : la cessation d'activité de l'établissement dans lequel ils travaillaient. Dans quelle mesure cet événement change-t-il la suite de leur trajectoire de salariés, c'est-à-dire la suite de leurs périodes d'emploi salarié, ou de non-emploi salarié ? Quelles conséquences a-t-il sur la durée, la rémunération, les horaires, la localisation de leurs emplois salariés ultérieurs ?

Dans cette problématique, le caractère imprévu de l'événement est essentiel. Un employeur qui prévoit plusieurs années à l'avance la fin de son activité a intérêt à organiser le reclassement de son personnel ; des salariés qui anticipent suffisamment tôt la fermeture de leur établissement peuvent prendre des initiatives individuelles pour assurer la suite de leur vie professionnelle. Tout cela n'est pas possible lorsque très peu de temps s'écoule entre l'annonce des licenciements et leur réalisation. Dans cette étude, « moins d'un an » sera choisi pour définir ce « très peu de temps » et, faute de pouvoir attester le caractère « imprévu » d'une fermeture, on en cherchera une approximation dans la notion de « brusque fermeture », en considérant que les événements dont on cherche à mesurer les effets se caractérisent par une chute rapide des effectifs de l'établissement. De façon précise, il s'agira des cas où la très grande majorité des emplois d'un établissement sont supprimés au cours d'une même année civile. Cette convention ne peut être qu'une approximation du phénomène à étudier.

L'étendue de l'événement dans l'espace est aussi importante que son étendue dans le temps. Dans certains cas, une entreprise ferme brusquement en totalité. Dans d'autres cas, alors qu'elle possède plusieurs implantations, elle décide d'abandonner seulement un site ou quelques sites. Pour les salariés de ces sites, le choc est de même nature. C'est donc à une notion de « fermeture locale » que l'on s'est attaché ici. Mais cette notion mérite d'être précisée : elle ne peut pas être assimilée à la fermeture d'un établissement. En effet, il arrive fréquemment qu'une entreprise possède plusieurs établissements sur un même site, et ferme l'un d'eux dans le cadre d'une réorganisation locale, sans licenciement des salariés : de tels cas ne correspondent pas aux chocs que l'on souhaite étudier. La définition précise retenue dans cette étude fait bloc des établissements d'une même entreprise (1) dans une même zone d'emploi, au sens du découpage de la métropole en 348 zones réalisé en 1994. Il y a « brusque fermeture » lorsque

1. « Unité légale » (SIREN).

la très grande majorité des emplois d'une entreprise dans une zone d'emploi sont supprimés au cours d'une même année civile. Dans la suite de cet article, le terme « unité locale » sera utilisé pour désigner la « fraction de l'entreprise dans la zone d'emploi ».

La démarche d'étude consiste d'abord, pour un certain nombre d'années civiles, à identifier les événements en question : les « brusques fermetures d'unités locales ». Ceci permet de connaître les salariés, présents au début de l'année, et « installés dans leur emploi », qui ont été soumis en cours d'année à ce type d'évènement. Elle consiste ensuite à estimer les effets de ces événements sur les salariés concernés en comparant leurs trajectoires salariales avec celles de salariés semblables qui n'ont pas été soumis cette année-là à ce type d'évènement. Cela suppose d'observer ce qui se passe suffisamment longtemps avant et suffisamment longtemps après la fermeture. Comme les trajectoires individuelles disponibles couvrent la période 1991-2006, on a choisi d'étudier les fermetures des années 1995 à 1999, de façon à disposer d'au moins quatre années d'observation avant l'évènement, et sept après.

Aux États-Unis, des pertes salariales importantes et durables

Les exemples antérieurs du présent travail reposent sur des panels d'individus dont les trajectoires peuvent être reliées à des événements concernant les entreprises auxquelles ces individus ont appartenu. Jacobson, Lalonde et Sullivan (Jacobson *et al.*, 1993), plutôt que d'utiliser les enquêtes américaines auprès des travailleurs « déplacés » (2), utilisent des données administratives sur un échantillon au 1/20^e de salariés de Pennsylvanie, appariées avec des données sur les entreprises de cet État. Ils concluent à l'existence, pour les travailleurs ayant quitté des firmes « en difficulté », de pertes salariales importantes et durables, puisque cinq ans après l'évènement, elles sont encore de 25 % du salaire antérieur. Cette étude a été prolongée récemment, dans le temps et dans l'espace des États-Unis, grâce à plusieurs sources administratives appariées (Von Wachter *et al.*, 2009). Ces auteurs montrent que, vingt ans après la séparation d'avec leur entreprise, les travailleurs ayant subi un licenciement collectif en 1982 n'avaient pas rattrapé les niveaux de salaires de ceux qui n'ont pas connu pareil évènement : l'écart restait de l'ordre de 20 %.

Des études analogues ont été menées sur la Suède (Eliason et Storrie, 2006) et sur la Norvège (Huttunen *et al.*, 2006) grâce aux données de registres qui existent dans ces pays. Les conclusions diffèrent nettement. Ces deux études font bien état de conséquences durables des pertes d'emploi involontaires pour les salariés touchés, mais les « manques à gagner » durables imputables aux événements en question sont moins importants qu'aux États-Unis (entre 5 % et 10 %) et s'expliquent presque en totalité par la diminution des taux d'emploi (départs définitifs du marché du travail) et l'augmentation du taux de chômage ; on ne constate pas d'effet notable sur le taux de salaire.

En ce qui concerne l'Allemagne et la France, la question a été étudiée il y a une dizaine d'années par une équipe de chercheurs : les résultats pour la France, établis à partir des Déclarations annuelles des données sociales (DADS) par Margolis en 1999, ont été publiés dans un ouvrage collectif en 2002 (Bender *et al.*, 2002). Cette étude a été prolongée pour la France (Margolis, 2002). Ces travaux qui portaient sur des fermetures d'entreprises de la première moitié des années 1980, montraient une assez forte proximité des situations dans les deux pays. Ils ont mis en évidence des effets importants et durables des fermetures ; mais, comme les études ultérieures sur les pays nordiques, ils ont estimé que ces effets étaient moins importants qu'aux États-Unis. Ils ont noté qu'une partie notable, de l'ordre de 15 % à 20 %, des salariés concernés retrouvait immédiatement un emploi. Exprimées par jour rémunéré, les pertes salariales à long terme, pour les salariés réemployés, étaient selon ces auteurs faibles, voire négligeables.

La présente étude reprend la même question avec une méthodologie différente sur plusieurs points sensibles : prise en compte de l'unité locale au lieu de l'entreprise, évaluation des effets en masse salariale et non en taux de

2. Aux États-Unis, le « Bureau of Labor Statistics » conduit régulièrement depuis 1984 tous les deux ou trois ans des enquêtes auprès des ménages, liées à des enquêtes de population générale (« current population survey », analogue à l'enquête Emploi française), pour recueillir des données auprès des « displaced workers », c'est-à-dire des salariés « ayant au cours des trois années précédant l'enquête perdu un emploi du fait d'une fermeture d'établissement, d'une suppression du poste, d'un manque de travail ou d'une raison similaire » (questionnaire 2008). Ces enquêtes sont très précieuses pour connaître l'incidence du phénomène, ses principales raisons, ses effets de court terme, mais elles ne sont pas adaptées pour décrire les évolutions salariales avant et après l'évènement. Sans doute à cause de l'existence de ces enquêtes, le terme de « travailleurs déplacés » est très largement utilisé dans la littérature anglo-saxonne et nordique sur ce sujet.

salaires, évaluation de la précision des estimations en prenant en compte un effet de grappe lié à l'unité locale.

La statistique publique française dénombre les licenciés pour motifs économiques, soit par enquête auprès des établissements (Déclarations de mouvements de main d'œuvre), soit au moment où ils s'inscrivent à Pôle emploi, s'ils s'y inscrivent. Entre 1995 et 1999, ces dernières statistiques s'établissaient à environ 400 000 par an, soit 2,5 % de la population salariée du secteur concurrentiel. Par ailleurs, des enquêtes spécifiques s'efforcent d'évaluer les effets des dispositifs d'accompagnement qui sont destinés à ces licenciés (3) (Bobbio, 2009). Elles montrent qu'au bout de 12 mois environ 50 % des salariés sont reclassés, ce pourcentage étant un peu plus élevé pour ceux ayant bénéficié des dispositifs que pour ceux à qui ils n'ont pas été proposés (4).

Chaque année, 3 à 4 % des unités locales de plus de neuf salariés font l'objet d'une brusque fermeture

Pour repérer les cas où une entreprise disparaît brusquement d'une zone d'emploi, on a utilisé des chroniques annuelles d'effectifs salariés par unité locale (entreprise x zone d'emploi), établies pour la période 1995-2007. Établir ces chroniques à partir des bases exhaustives des postes DADS a nécessité un travail préparatoire, du fait de l'instabilité de l'identifiant d'entreprise SIREN. En effet, si l'on s'en tient aux données brutes, on surestime considérablement les fermetures, notamment du fait de renumérations (changements de SIREN), effectuées pour des raisons administratives, sans effet sur les contrats de travail des salariés. Ce travail préparatoire est décrit plus en détail en annexe 1 : il ne peut être conduit valablement que pour des unités locales d'au moins dix salariés, champ auquel on s'est donc limité.

À partir des chroniques obtenues pour toutes les unités locales du secteur privé de plus de neuf salariés, des taux annuels de variation des effectifs lissés (5) par unité locale ont été établis. L'indicateur annuel utilisé est :

$$x(t) = \frac{eff(t+1) + eff(t+2) + eff(t+3)}{eff(t-2) + eff(t-1) + eff(t)}$$

où $eff(t)$ désigne l'effectif au 1^{er} janvier de l'année t (pour 1995 et 1996, les effectifs antérieurs manquants ont été supposés égaux à l'effectif au 1/1/1995).

Les histogrammes de ces taux sont semblables pour toutes les années (cf. graphique I pour l'année 1998).

Il arrive que l'entreprise qui abandonne un site conserve un petit nombre de salariés sur ce site (gardiens, etc.) pendant une période qui peut atteindre quelques années. Il n'est donc pas souhaitable de définir une brusque fermeture comme une évolution qui débouche sur un effectif rigoureusement nul : cela conduirait à réduire exagérément la liste des événements étudiés. Au vu des histogrammes du type du graphique I, on a choisi de fixer à 0,2 le seuil, sur l'indicateur $x(t)$, en dessous duquel on considère qu'on est en présence d'une brusque fermeture. Autrement dit, on convient qu'il y a brusque fermeture si plus de 80 % des emplois ont disparu au cours de l'année, les niveaux d'emploi salarié avant et après étant appréciés en moyenne mobile sur trois ans.

Selon cette définition, entre 3 % et 4 % des unités locales de plus de neuf salariés sont en brusque fermeture chaque année.

Comme beaucoup des auteurs cités plus haut, nous classons donc les salariés présents dans les entreprises à un moment donné en fonction d'événements arrivés dans l'entreprise à peu près au même moment. Par exemple, dans une étude (Jacobson *et al.*, 1993), les auteurs considèrent comme appartenant à leur échantillon de licenciements collectifs (« *mass-layoffs* ») les séparations entre un salarié et son entreprise, lorsque les effectifs ont baissé au moins de 30 % dans l'année qui suit. Selon eux « cette définition inclut les entreprises qui ont fermé autour du moment des séparations d'avec les salariés, aussi bien que d'autres qui ont eu des baisses d'emploi importantes. Bien que certains employés de cet échantillon puissent avoir quitté [volontairement] (6) leurs emplois, ou avoir été licenciés pour faute, la grande majorité s'est probablement séparée involontairement de leur entreprise pour des raisons économiques ». Une règle analogue (30 % au moins de baisse sur un ou deux ans) est appliquée par Von Wachter *et al.* (2009). Les études précédentes sur données

3. Dispositifs financés soit totalement par les entreprises (congrés de reclassement, congés de mobilité), soit aussi sur fonds publics (convention de reclassement personnalisée, contrat de transition professionnelle).

4. Mais ces enquêtes ne renseignent pas sur les évolutions à plus long terme, ni sur les évolutions de salaires.

5. Lisser les effectifs est indispensable, pour éviter de confondre une absence accidentelle de déclaration - effectif à zéro - avec une réelle fermeture.

6. Mot rétabli pour cette citation.

françaises (Bender *et al.*, 2002 ; Margolis, 2002) déterminent les dates des disparitions d'entreprises en confrontant plusieurs sources (SUSE (7), DADS), et considèrent comme licenciements collectifs les séparations intervenues à partir de ces entreprises au cours de l'année de leur disparition ou de l'année précédente, voire des deux années précédentes.

Il est naturel de considérer comme affectés par la brusque fermeture d'une unité locale survenue une année (civile) donnée tous les salariés qui y étaient présents au 1^{er} janvier. Compte tenu de cette convention, cet évènement affecte environ 2 % des salariés du champ considéré (8), c'est-à-dire de l'ordre de 170 000 personnes chaque année. La très grande majorité de ces salariés - plus de 96 % - quitte l'unité locale dans le courant de cette même année (9) ; un très petit nombre est encore présent dans l'unité locale au 31 décembre de l'année ; et parmi ceux-ci, la majorité quitte l'unité locale dès l'année suivante. Il aurait été techniquement possible de ne considérer comme affectés par la brusque fermeture que les salariés ayant quitté l'unité locale l'année même de l'évènement : mais il aurait fallu alors rendre compte de la façon

dont ils ont été sélectionnés dans l'ensemble des salariés présents au 1^{er} janvier. Il a semblé plus correct de considérer que tout le personnel de l'unité locale présent en début d'année a été affecté par sa fermeture.

2% des salariés du panel sont touchés

La carrière salariale ne peut pas être observée pour tous les salariés du champ DADS, mais uniquement pour ceux qui appartiennent au panel DADS (encadré 1). Pour chacune des années 1995 à 1999, la population totale dont on analyse la carrière ultérieure est constituée de l'ensemble des salariés du panel DADS au 1/24^e vérifiant les conditions suivantes au 1^{er} janvier de l'année :

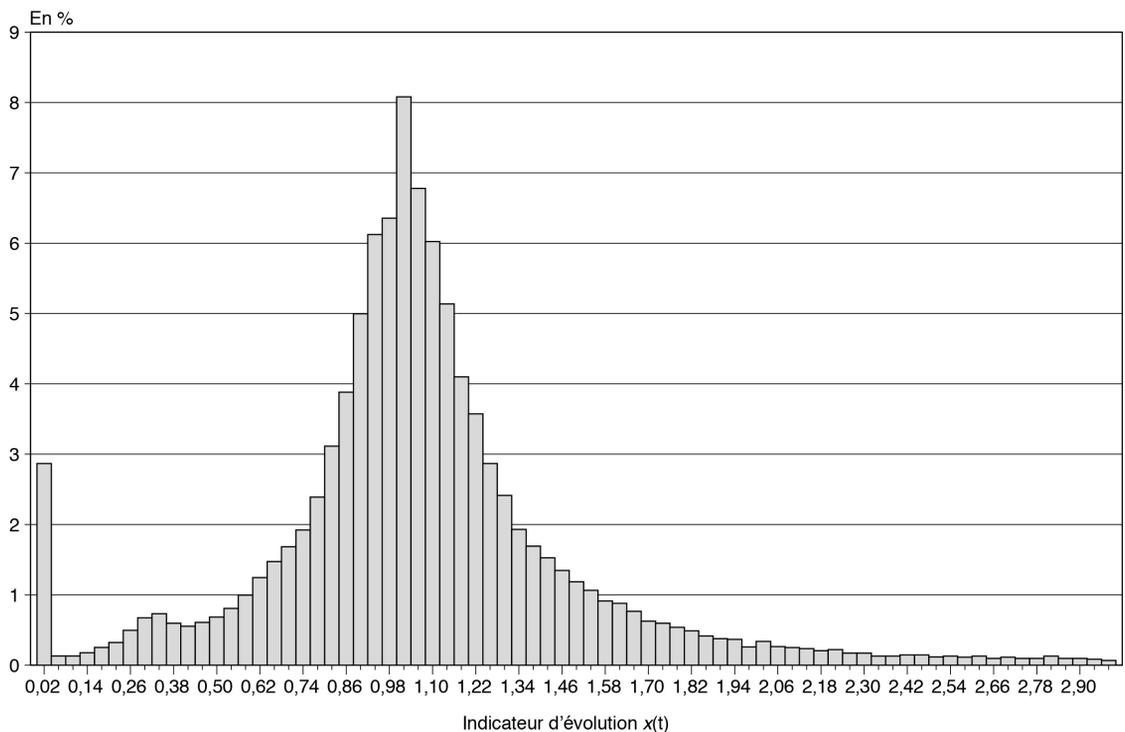
- être salarié d'une unité locale de plus de neuf salariés du secteur privé hors intérim,

7. Système unifié de statistiques d'entreprises - contenant les comptes de résultats et bilans des entreprises, grâce auxquels les auteurs déterminent les cessations d'activité.

8. Champ : les établissements de plus de neuf salariés du secteur privé de métropole, qui comptent environ huit à neuf millions de salariés.

9. Mais pas forcément tous à la même date précise.

Graphique I
Répartition des unités locales selon l'évolution des effectifs lissés en 1998



Lecture : 8 % des unités locales ont un indicateur d'évolution compris entre 1 et 1,04 (mode de la distribution). La « bosse » au voisinage de 0,33 correspond aux unités pour lesquelles l'effectif est manquant accidentellement pour deux années après la date de référence. Champ : unités locales du secteur privé de plus de 9 salariés.

- avoir au 1^{er} janvier au moins deux ans d'ancienneté dans son entreprise,
- avoir entre 25 et 55 ans,
- avoir un maximum du salaire net fiscal annuel sur les années 1991 à 2006 inférieur à 100 000€ de 2006 (10).

Le critère d'ancienneté permet de ne retenir que des salariés « installés », pouvant *a priori* rester durablement dans l'entreprise, et non pas des salariés encore peu attachés à l'entreprise, par exemple ceux n'ayant qu'un contrat de durée limitée. Le secteur de l'intérim est exclu pour la même raison. Les études antérieures retiennent aussi un critère d'ancienneté, avec des durées plus longues : six ans pour Jacobson *et al.* (1993), trois ans pour Von Wachter *et al.* (2009), quatre

ans pour Margolis (2002). La restriction sur l'âge vise à laisser de côté, autant que possible, les interférences des fermetures avec les phénomènes spécifiques liés à l'entrée en activité et à la sortie d'activité, pour se concentrer sur ce qui se passe lorsque la fermeture affecte un salarié au milieu du déroulement de sa vie active.

À l'intérieur de cette population totale observée, la population touchée par l'évènement « brusque fermeture d'unité locale dans l'année » est composée des salariés dont l'unité locale du 1^{er} janvier connaît une brusque fermeture au cours de cette année. La population non touchée est le

10. Cette condition vise à éliminer les salariés pour lesquels il y a eu une erreur matérielle de transcription du salaire dans la source administrative, erreur qui pèserait sur les résultats de l'étude.

Encadré 1

LE PANEL DADS

La source des données de cette étude est la « Déclaration annuelle de données sociales » (DADS) que tout employeur doit établir et communiquer aux administrations sociale et fiscale. Dans cette déclaration, l'employeur dresse la liste de toutes les périodes d'emploi de tous ses salariés, en fournissant pour chacune de ces périodes un certain nombre de renseignements, dont la masse salariale versée. Chaque salarié est identifié par son numéro d'inscription au répertoire national d'identification des personnes physiques. Toutes les DADS sont communiquées à l'Insee au titre de l'article 6 de la loi de 1951, et l'Insee en fait un traitement statistique annuel aboutissant à plusieurs bases de données, notamment un panel de salariés et des bases exhaustives de postes de travail.

Seules les DADS de France métropolitaine ont été exploitées dans cette étude.

Les trajectoires salariales étudiées dans cet article sont tirées du panel des DADS, constitué pour les salariés nés en octobre des années paires, soit un échantillon au 1/24^e des individus (depuis 2002, le panel DADS est constitué aussi pour les salariés nés en octobre des années impaires, ce qui en fait un échantillon au 1/12^e). Pour ces personnes, le panel rassemble toutes leurs séquences d'emploi salarié hormis les séquences d'emploi salarié dans un établissement de l'État, ou chez un particulier. Les années couvertes dans la version du panel utilisée ici vont de 1991 à 2006. Pour chaque séquence d'emploi salarié de chaque individu du panel, sont connus en particulier le numéro administratif de l'entreprise (SIREN) et la localisation de l'établissement, ainsi que la catégorie socio-professionnelle, l'ancienneté dans l'entreprise, la masse de salaire versée à l'individu, et, depuis 1994, le nombre d'heures rémunérées. Pour 1994, cette dernière variable comporte encore beaucoup de valeurs manquantes ; elle n'est pleinement utilisable qu'à partir de 1995.

Les indemnités versées par l'employeur, si elles ne sont pas imposables ni soumises à cotisation sociale, ne sont pas retracées. Aucune variable n'est disponible sur la situation de famille ou les conditions de logement de l'individu, ni sur ses occupations professionnelles en dehors des périodes d'emploi salarié retracées par le panel. Le panel permet de savoir avec précision le moment où, pour un individu donné, une séquence d'emploi salarié s'est terminée, mais pas la cause de cette cessation : il n'est donc pas possible de déterminer les licenciements économiques, qu'ils soient individuels ou collectifs, avec uniquement ce fichier.

Pour déterminer les unités locales qui ont fermé brusquement, ce sont les bases exhaustives annuelles des postes salariés, également issues des DADS, qui ont été utilisées. Contrairement au panel, ces bases ne peuvent pas servir à suivre des salariés individuellement sur plus de deux années ; mais elles peuvent servir à suivre les établissements sur plusieurs années. Connaître l'identité des salariés qui travaillent dans une unité locale permet d'en vérifier la pérennité, par delà les éventuels changements d'identifiant de l'établissement (SIRET). Ainsi, on peut corriger les séries de cessations reposant uniquement sur l'information administrative.

L'appariement entre les deux fichiers - fichier d'individus extrait du panel, fichier d'unités locales tiré des fichiers-postes exhaustifs - est réalisé grâce à l'identifiant d'entreprise (SIREN) et au code de zone d'emploi de travail, qui figurent pour chaque période d'emploi dans le panel. Pour chaque individu du panel, il est ainsi possible de savoir à chaque moment de sa carrière salariale à quelle unité locale il appartenait, et quelle a été l'évolution de l'effectif de cette unité locale entre 1996 et 2007 ; et, en particulier, si cette unité locale a fermé, et quand. C'est ce qui permet de constituer les bases d'étude.

complément de la population touchée dans la population totale : bien entendu, ses membres peuvent être touchés par une fermeture d'unité locale une autre année.

L'incidence des fermetures, en tenant compte de ces diverses restrictions, s'établit entre 1,5 % et 2 % selon les années entre 1995 et 1999 (tableau 1), ce qui correspond à 3 300 salariés du panel en moyenne. Il a été dit plus haut qu'environ 170 000 salariés d'unités locales de plus de neuf salariés étaient touchés chaque année par la brusque fermeture de leur unité. Dans le panel au 1/24^e, on devrait retrouver donc environ 7 000 salariés dans cette situation. Les restrictions sur l'âge (25-54 ans) et surtout sur l'ancienneté (au moins deux ans d'ancienneté) expliquent la différence entre 7 000 et 3 300. Il s'agit d'un champ de salariés plus restreint, et dans lequel l'incidence des fermetures est un peu plus petite que dans l'ensemble complet.

Du fait que le seuil de 80 % a été choisi, un petit nombre de salariés peuvent rester présents dans les unités locales « en brusque fermeture » une année *n*, même après la fin de cette année. Cette situation concerne moins de 4 % des salariés touchés. Par ailleurs, seuls 4,2 % des individus qui sont touchés par une fermeture entre 1995 et 1999 le sont plus d'une fois pendant cette période (691 personnes). Les cinq groupes de salariés touchés sont donc presque disjoints. En revanche, les cinq groupes de salariés « non touchés » sont très loin d'être disjoints.

Incidence plus forte dans les petites unités et dans l'aire parisienne

Le « risque » d'être confronté à la fermeture de l'unité locale dans laquelle on travaille varie

beaucoup selon les types d'établissements, les activités et les lieux. Le critère de la taille est particulièrement important : la proportion de salariés touchés par une brusque fermeture dans l'année est huit fois plus forte dans les petites unités locales (10 à 19 salariés) que dans les unités locales de plus de 200 salariés (cf. tableau 2). La localisation géographique joue aussi fortement, avec une opposition Paris-province : dans la grande aire parisienne, le risque d'être confronté à une fermeture approche 3 %, contre 1,3 % dans le reste du pays.

Pour évaluer les effets des brusques fermetures, on compare les carrières des salariés touchés avec celles des salariés non touchés. Mais ce faisant l'analyse peut être brouillée par des effets de sélection : les salariés touchés n'appartenaient pas à n'importe quels établissements, comme le montrent ces différences de taux d'incidence des fermetures. Il est donc nécessaire de corriger la comparaison en utilisant des critères de contrôle (annexe 2). Taille, activité et localisation de l'unité locale sont les critères de contrôle retenus pour évaluer les effets des fermetures.

Ceux-ci diffèrent selon les individus. À moins de retenir des hypothèses peu plausibles, il n'est pas possible d'évaluer toute la distribution des effets : on ne peut mesurer que les effets moyens dans l'ensemble d'une population. Dans la suite de cet article, les résultats sont des évaluations des effets moyens dans la population des salariés touchés par les fermetures.

Des effets étalés dans le temps

Cinq variables de résultats caractérisant les trajectoires sous forme de séries annuelles 1991-

Tableau 1
Incidence des fermetures d'unité locale entre 1995 et 1999 dans le panel DADS

Année de fermeture	Population totale du champ présente au 1 ^{er} janvier (1)	Population de ce champ touchée par une fermeture (2)	(2)/(1) en %
1995	197 075	3 954	2,0
1996	202 337	3 535	1,75
1997	202 929	3 136	1,55
1998	209 173	3 132	1,5
1999	205 382	3 310	1,6
Total	314 491	16 362	5,2
Total corrigé (1)	313 800	15 671	5,0

1. Total corrigé en excluant les 691 salariés touchés plus d'une fois par une fermeture entre 1995 et 1999.

Lecture : sur les 209 000 salariés du panel vérifiant les conditions d'âge et d'ancienneté et présents dans une unité locale de plus de 9 salariés au 1/1/1998, 3 100, soit 1,5 %, ont été touchés par la fermeture de cette unité locale en 1998.
Champ : salariés de 25 à 55 ans ayant au moins deux ans d'ancienneté dans les unités locales de plus de 9 salariés
Source : panel DADS au 1/24^e.

2006 ont été retenues : le nombre de jours rémunérés dans un emploi salarié du champ des DADS, le nombre d'heures et la masse salariale correspondants, le nombre de changements de zone d'emploi de travail effectués, et parmi ceux-ci le nombre de changements de zone d'emploi de travail effectués au sein de l'entreprise dont l'unité locale a fermé. Une sixième variable a été calculée pour apprécier le volume des sorties définitives de l'emploi salarié : c'est une indicatrice de « départ définitif » pour l'année n . Cette indicatrice vaut 1 pour une année n si et seulement si le salarié n'est plus jamais observé dans le panel DADS entre le 1/1/ n et le 31/12/2006, date de fin de la version du panel utilisée ici. Le traitement des disparitions définitives est crucial pour ce genre d'études reposant sur des panels : ici, on a conservé dans le champ les individus concernés (voir encadré 2).

La fermeture de l'unité locale entraîne un supplément de disparitions définitives du champ des trajectoires salariales observées dans les DADS. Ce supplément est de 3 % l'année qui suit la fermeture, et encore 3 % de plus l'année suivante. Les disparitions définitives évoluent ensuite sensiblement de la même façon dans les deux populations, touchée et non touchée (graphique II - A et tableau 3). Compte-tenu des

classes d'âge retenues, il ne peut guère s'agir de préretraites : plus probablement, il s'agit soit de cessations d'activité salariale au profit d'activités domestiques ou non salariales, soit de sorties du territoire métropolitain (principalement départs d'immigrés).

L'effet maximal de la fermeture sur le nombre de jours rémunérés s'observe l'année qui suit l'évènement : il s'établit en moyenne à 135 jours, ce qui représente un « indicateur de chômage » (11) supplémentaire moyen de 41 % (12). Cet effet se réduit progressivement ensuite, mais sans s'annuler (graphique II - B). La septième année après la fermeture, il est encore de 28 jours. L'indicateur de chômage supplémentaire moyen s'établit alors à 8,6 %. Ce pourcentage inclut l'effet du supplément de sorties définitives (6,3 %). Le léger excédent 8,6 % - 6,3 % suggère que les salariés touchés qui n'ont pas quitté le salariat sont encore légèrement plus frappés par

11. Si l'on accepte d'appeler ainsi le rapport du nombre de jours rémunérés au cours d'une année donnée au nombre total de jours rémunérés possible. C'est bien sûr un concept différent du taux de chômage à une date donnée ; cela en est une moyenne sur l'année.

12. Le dénominateur est le nombre moyen de jours rémunérés dans la population totale d'étude l'année précédant le choc, très proche de 360.

Tableau 2
Variations de l'incidence des fermetures d'unité locale dans le panel DADS selon les critères de contrôle (moyennes 1995-1999)

	Population totale (1)	Population touchée (2)	(2)/(1) en %
Taille d'unité locale			
10-19 salariés	24 843	1 020	4,1
20-49	37 730	1 015	2,7
50-199	53 128	932	1,8
200 et plus	87 678	446	0,5
Secteur d'activité			
Industrie	90 665	1 254	1,4
Bâtiment-Commerce	52 238	1 069	2,0
Services	60 477	1 091	1,8
Localisation			
Aire de Paris	54 334	1 512	2,8
Aires d'influence des dix plus grandes villes de province (1)	49 776	665	1,3
Autres zones d'emploi du Bassin parisien, du Nord et de l'Est	47 315	575	1,2
Autres zones d'emploi de l'Ouest, du Midi et du Centre-Est.	51 954	662	1,3
1. Lyon, Marseille, Lille, Toulouse, Nantes, Bordeaux, Rouen, Rennes, Strasbourg et Nice. Pour ces villes, comme pour Paris, l'aire d'influence a été définie en regroupant les zones d'emploi liées à la ville-centre. Ces dix villes sont celles qui ont des aires d'influence comptant plus de 1 million d'habitants.			

Lecture : sur les 54 000 salariés du panel vérifiant les conditions d'âge et d'ancienneté et présents dans une unité locale de plus de 9 salariés de l'aire parisienne au 1^{er} janvier (moyenne des années 1995-1999), 1 500, soit 2,8 %, ont été touchés par la fermeture de cette unité locale dans l'année.

Champ : salariés de 25 à 55 ans ayant au moins deux ans d'ancienneté dans les unités locales de plus de 9 salariés.

Source : panel DADS au 1/24^e.

le chômage que les autres, sept années plus tard (13).

soit 38,3 % de la masse salariale antérieure à la fermeture. Cet effet se réduit ensuite, mais ne

L'effet moyen sur la massesalariale annuelle est lui aussi maximal l'année qui suit la fermeture, et vaut environ 7 700 euros de 2006 en moyenne,

13. Cette conclusion suppose que la restriction aux individus qui n'ont pas quitté le salariat n'empêche pas de comparer les sous-populations touchées et non-touchées vis-à-vis du risque de chômage

Encadré 2

TRAITEMENT DES ABSENCES DANS LE PANEL

Un certain nombre de salariés présents au début d'une année dont on étudie les fermetures cessent définitivement d'apparaître dans le panel pendant les années ultérieures, jusqu'à la fin de la période d'observation (31/12/2006). Pour une partie, il s'agit de disparitions accidentelles, dues à des erreurs de codification des identifiants des salariés. Ces disparitions accidentelles sont réputées peu nombreuses dans ce panel (Koubi et Roux, 2004). Pour la plus grande partie, il s'agit donc de réels retraits du salariat du champ des DADS : cela peut correspondre à des départs en retraite (éventuellement anticipés), à des cessations d'activité de femmes restant au foyer, à des sorties du territoire métropolitain ; cela peut aussi correspondre à des situations d'activité sur le territoire métropolitain, mais en dehors du champ des DADS : non-salariés, salariés de la fonction publique d'État (ce dernier cas étant certainement rare). On observe ce genre de sorties parmi les salariés dont

l'établissement n'a pas fermé, comme parmi ceux dont l'établissement a fermé.

Pour estimer l'effet moyen des fermetures sur les trajectoires salariales des salariés touchés dans le champ DADS, on a gardé ces individus dans le champ, avec naturellement un nombre de jours de travail nul et un salaire nul pour les années ultérieures. L'alternative aurait été de produire des résultats uniquement pour ceux qui restent salariés dans le champ DADS, avec deux inconvénients. D'abord il aurait fallu fixer une limite dans les durées d'absence du champ, au bout de laquelle un ancien salarié cesserait d'être considéré comme tel ; on ne voit pas sur quoi se fonder pour fixer cette limite. Ensuite, les « restés salariés DADS » constituent une sélection dans l'ensemble des salariés touchés, avec des caractéristiques particulières ; et cette sélection est influencée par la fermeture ; la comparaison des groupes touchés et non touchés risquerait donc d'être faussée.

Tableau 3

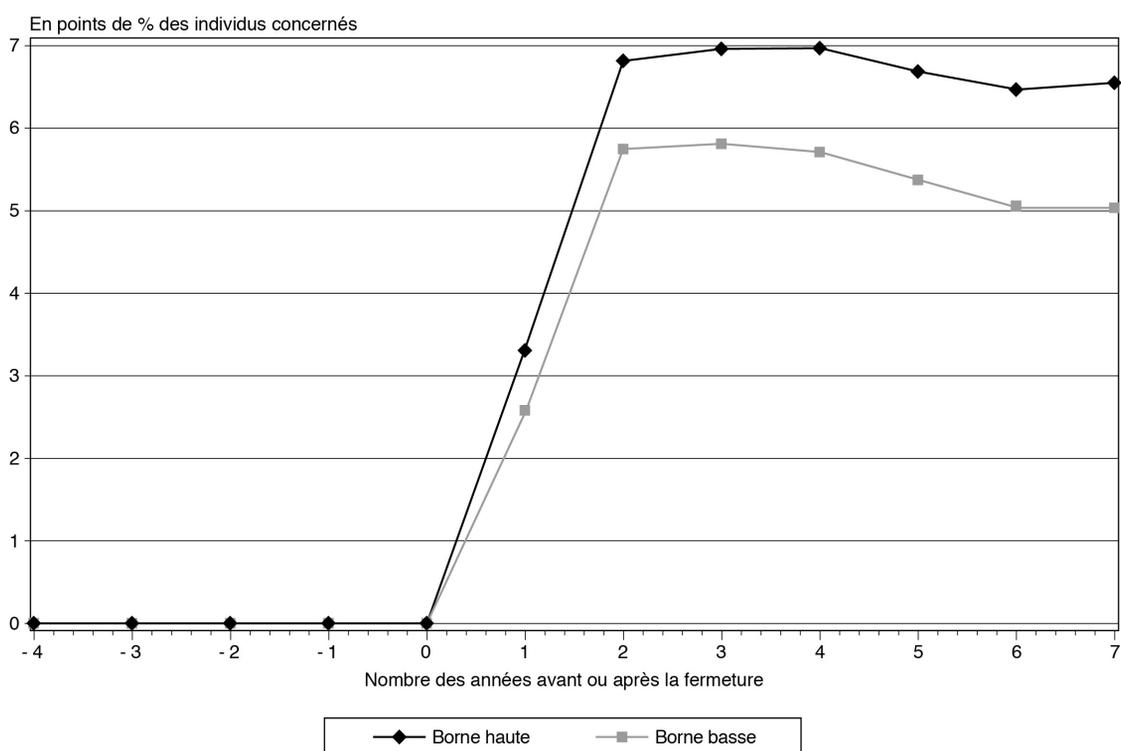
Effets moyens de la fermeture sur les salariés touchés - Principaux résultats

	Estimation de l'effet moyen	Estimation de l'écart-type de cette estimation	Effet moyen rapporté au niveau de la variable l'année avant la fermeture (en %)
Sorties définitives supplémentaires au bout de deux ans (points de %)	+ 6,3	0,3	-
Variation du nombre de jours rémunérés l'année qui suit la fermeture	- 133,8	1,7	41,3
Variation du nombre de jours rémunérés la septième année qui suit la fermeture	- 28,0	1,5	8,6
Variation de la masse salariale perçue l'année qui suit la fermeture (en euros 2006)	- 7 682	158	38,3
Variation de la masse salariale perçue la septième année qui suit la fermeture (euros 2006)	- 2 746	155	13,7
Variation du nombre d'heures rémunérées l'année qui suit la fermeture	- 7 00,4	9,6	41,7
Variation du nombre d'heures rémunérées la septième année qui suit la fermeture	- 168,3	8,1	10,0
Variation du nombre des changements de zone d'emploi l'année qui suit la fermeture, pour 100 salariés (points de %)	+ 31,7	0,9	-
Variation du nombre des changements de zone d'emploi sans changement d'entreprise l'année de la fermeture, pour 100 salariés (points de %)	+ 13,3	0,4	-

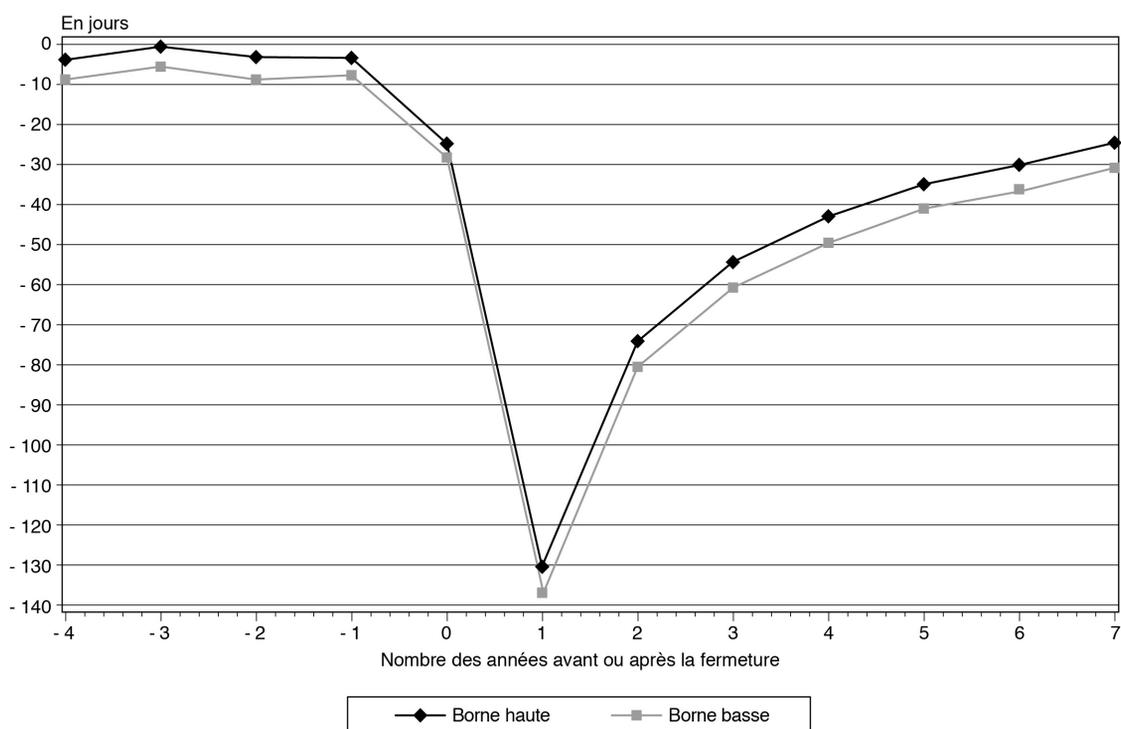
Lecture : l'écart entre le pourcentage de sorties définitives parmi les salariés touchés et le pourcentage de sorties définitives parmi les salariés non touchés est pour partie imputable à la fermeture de l'unité locale : la partie imputable à la fermeture est évaluée à 6,3 %.
 Champ : cf. tableau 1. Fermetures d'unités locales des années 1995 à 1999. Nombre de salariés dans le groupe des touchés en moyenne annuelle : 3 413 ; dans le groupe de contrôle 199 966.
 Source : calculs de l'auteur à partir du panel DADS.

Graphique II
Effets moyens dans le temps de la fermeture de l'unité locale

A - Sorties définitives supplémentaires



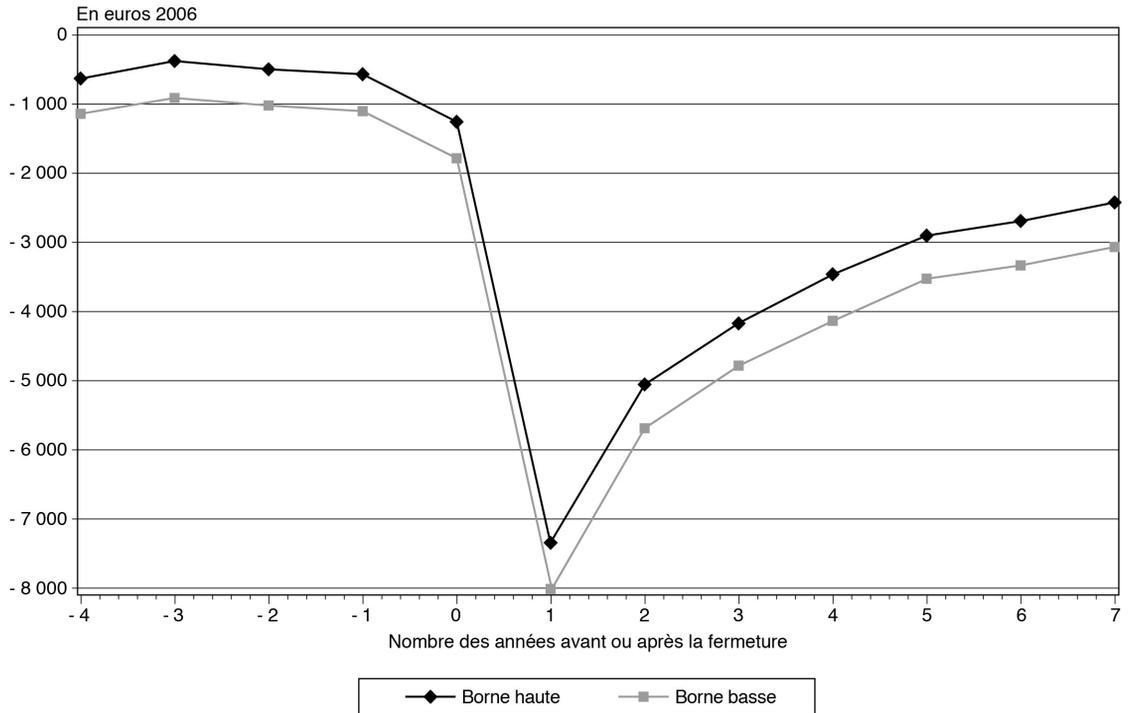
B - Écart entre la population touchée et non touchée sur le nombre annuel des jours rémunérés



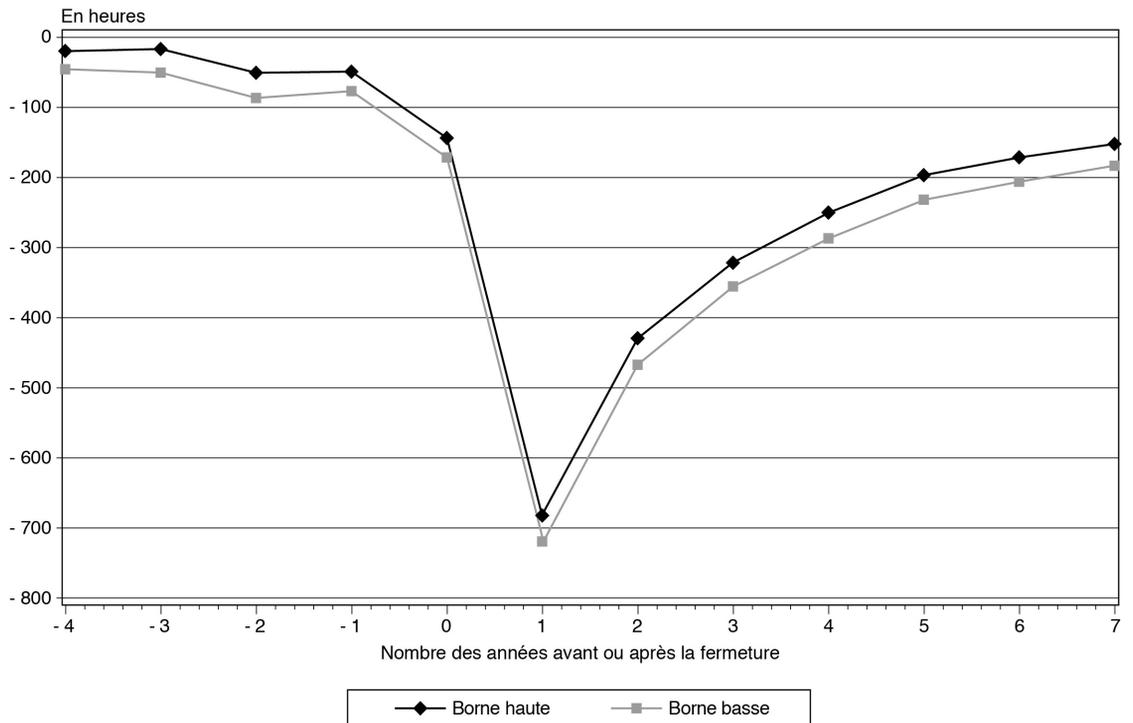
s'annule pas, et au bout de sept ans il représente encore 13,7 % de la masse salariale antérieure à la fermeture. Ce pourcentage inclut

l'effet du supplément de sorties définitives, et du supplément de jours non rémunérés. La différence entre 13,7 % et 8,6 % montre qu'il

C - Écart entre la population touchée et non touchée sur la masse salariale annuelle



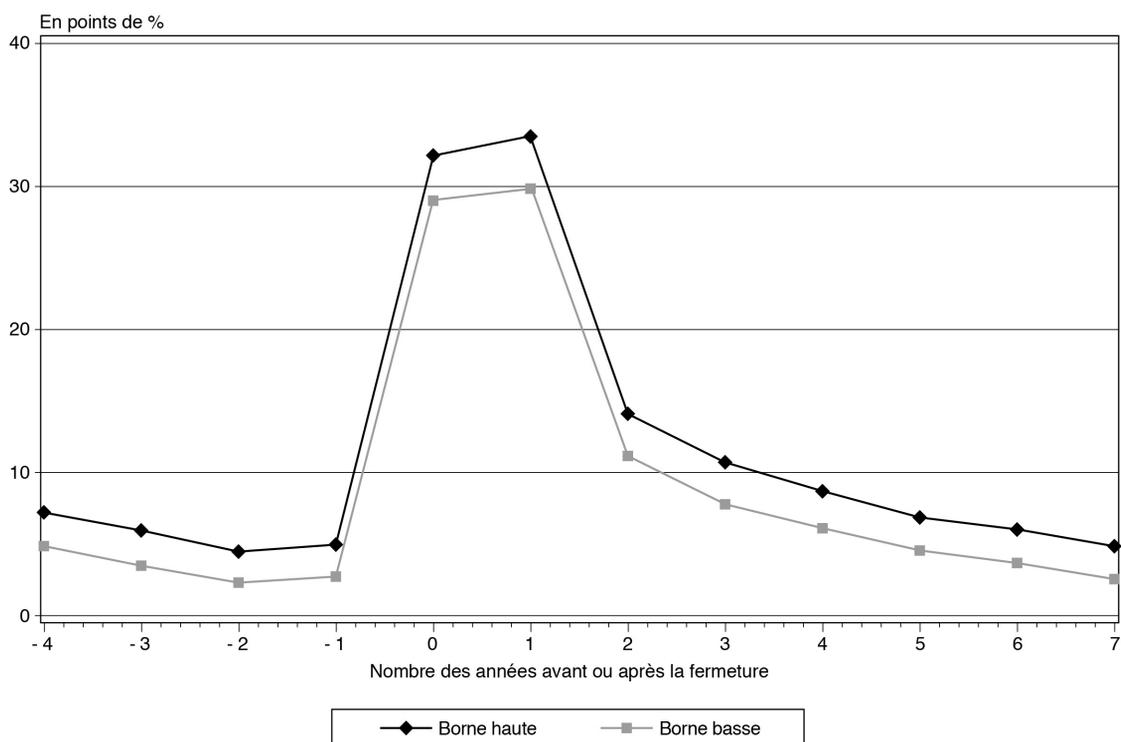
D - Écart entre la population touchée et non touchée sur le nombre annuel des heures rémunérées



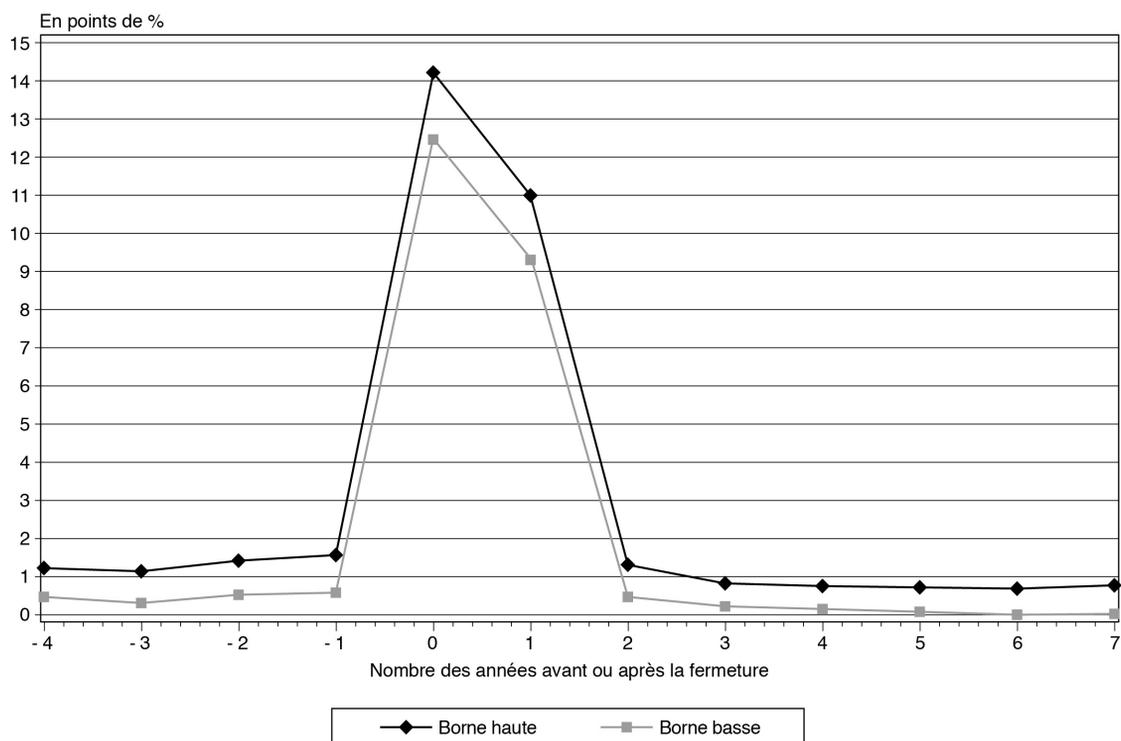
existe un effet spécifique durable sur la masse salariale, au-delà de l'effet sur l'emploi salarié. Cependant, en toute rigueur on ne peut pas par-

ler à coup sûr d'un effet sur les taux de salaires. Rien ne permet en effet de distinguer entre deux explications :

E - Écart entre la population touchée et non touchée sur le pourcentage de migrants



F - Écart entre la population touchée et non touchée sur le pourcentage de migrants dans la même entreprise



Lecture : les graphiques 2 - A à 2 - F représentent les bornes hautes et basses des estimations des effets moyens en fonction de l'écart en années avec la date de fermeture de l'unité locale (de 4 années avant à 7 années après). Ces bornes sont obtenues en ajoutant ou retranchant à l'estimation de l'effet moyen sur les salariés « touchés » deux fois l'estimation de l'écart-type de celle-ci.
 Champ : cf. tableau 1. Fermetures d'unités locales des années 1995 à 1999. Nombre de salariés dans le groupe des touchés en moyenne annuelle : 3413 ; dans le groupe de contrôle 199 966.
 Source : calculs de l'auteur à partir du panel DADS.

- les « touchés » quand ils retrouvent du travail salarié retrouvent un emploi moins payé que ce qu'ils auraient gagné si la fermeture n'avait pas eu lieu,

- les « touchés » qui retrouvent un emploi salarié proviennent d'une fraction moins payée de l'ensemble des touchés.

Seule l'hypothèse a) correspondrait à un effet du choc « fermeture » sur les taux de salaires perçus individuellement par les salariés.

Est-ce qu'après avoir été touchés par une fermeture, les salariés ont plus tendance à travailler à temps partiel ? L'évolution de l'effet sur les heures rémunérées s'écarte très peu de l'évolution de l'effet sur les jours rémunérés (graphiques II - D et A). L'impact immédiat (l'année qui suit la fermeture) est le même sur les deux grandeurs. Cependant, au bout de 7 ans, l'impact sur les heures rémunérées (10 %) est très légèrement plus fort que l'impact sur les jours rémunérés (8,6 %). Ceci pourrait indiquer une légère tendance à recourir plus au temps partiel (14).

L'effet de la fermeture de l'unité locale sur les déménagements des salariés vers d'autres zones d'emploi est essentiellement concentré sur l'année de la fermeture et l'année qui suit (graphiques II - E et F). Pour chacune de ces deux années, le supplément de migrations imputable à la fermeture est de l'ordre de 30 migrations pour 100 salariés, parmi lesquelles 12 sont des changements de zone d'emploi sans changement d'entreprise, correspondant à des reclassements internes avec déménagement.

Un même salarié peut effectuer plusieurs migrations, mais ce cas est rare : les trois quarts des salariés touchés par une fermeture et qui ont changé de zone d'emploi l'ont fait une seule fois, très rares sont ceux qui l'ont fait plus de deux fois. On peut donc affirmer que la fermeture de l'entreprise provoque le changement de zone d'emploi de plus de la moitié des salariés touchés. On est très loin de l'absence de mobilité géographique souvent prêtée à la main d'œuvre en France.

Effets plus accusés dans l'industrie en province

Les estimations globales des effets moyens peuvent être décomposées selon les modalités croisées des variables de contrôle : taille de l'unité locale, secteur d'activité, et lieu d'implantation.

L'hypothèse d'indépendance (« non-confusion ») entre la survenue de la fermeture et les caractéristiques des unités locales est en effet supposée vérifiée dans chacune des strates formées par ces croisements. Ces strates sont au nombre de 48 (4 modalités de taille x 3 modalités de secteur x 4 modalités de localisation). Pour presque toutes, sur l'ensemble des cinq années 1995 à 1999, le nombre d'unités locales touchées est suffisant pour faire l'estimation. La précision est cependant très faible dans certains cas : le nombre total d'unités locales touchées est égal à 1 pour une des strates, compris entre 2 et 5 pour quatre autres, entre 6 et 10 pour deux autres, supérieur à 10 pour les 41 strates restantes.

Pour résumer ces résultats par strate, une analyse en composantes principales a été menée sur le tableau des résultats, c'est-à-dire des neuf effets moyens dont les valeurs globales ont été données plus haut (tableau 3). Les observations actives de l'analyse sont les 48 modalités du croisement des critères (strates). Les modalités marginales ont été introduites en observations supplémentaires.

Les deux premiers facteurs de l'analyse rendent compte à eux deux de 85 % de la variance des données. Le premier axe factoriel est un axe d'intensité des conséquences de la fermeture : il oppose l'aire parisienne, où ces conséquences sont plus faibles, aux moyennes et petites zones d'emploi du reste de la France métropolitaine, où elles sont les plus marquées (cf. graphiques III - A et B). Il oppose aussi, dans le même ordre, le secteur tertiaire au secteur industriel. Fait notable, plus les effets migratoires sont importants, moins les effets en termes d'emploi ou de masse salariale sont grands. La migration définitive apparaît bien comme une alternative au chômage, surtout à court terme. Il faut se souvenir cependant que beaucoup des fermetures ont lieu dans l'aire parisienne, et que changer de zone d'emploi de travail dans cette aire géographique n'a pas forcément les mêmes conséquences pour la vie personnelle que dans le reste du pays.

Le deuxième axe factoriel repose sur l'intensité des migrations et sur la durabilité des effets. Il oppose les petites unités locales, où les fermetures entraînent moins de migrations, et où les effets durables représentent une fraction moins grande des effets immédiats, aux grandes uni-

14. Avec la même réserve que pour les variables précédentes.

tés locales où c'est l'inverse. Il oppose aussi, dans le même ordre, les petites et moyennes zones d'emploi du Sud de la France à l'aire parisienne.

Des estimations robustes

Un des écueils que ce travail contourne est la difficulté de modéliser les trajectoires salariales. Aucune modélisation de ce type n'est nécessaire, les trajectoires observées n'ayant pas besoin d'être généralisées pour aboutir aux estimations.

En revanche, ce travail repose de façon cruciale sur l'hypothèse de « non-confusion », c'est-à-dire d'indépendance entre les caractéristiques des unités locales d'une strate et la survenue

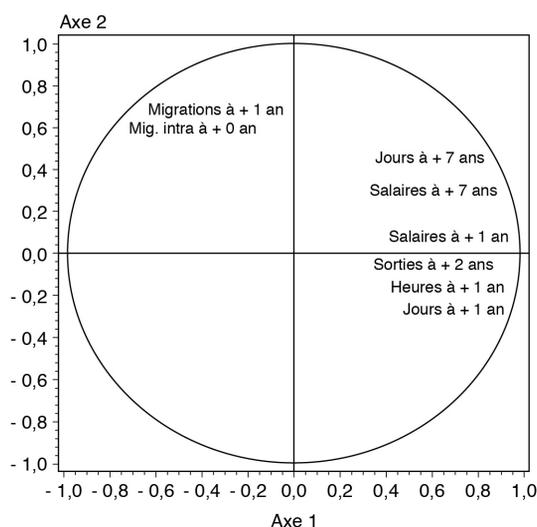
de la fermeture. Si cette hypothèse est fautive, on attribue indûment à la fermeture ce qui est peut-être dû à des différences de distribution de caractéristiques des établissements, entre ceux qui ferment et ceux qui ne ferment pas.

Cette hypothèse ne serait solidement établie que si l'on disposait d'un modèle explicatif robuste de la fermeture d'unité locale. Les trois critères utilisés ici pour constituer les strates d'unités locales - taille, secteur et localisation - sont des critères de différenciation *a posteriori* des fréquences de fermeture, mais ne suffisent pas à prédire le phénomène.

Pour évaluer la sensibilité des résultats par rapport à la spécification, un certain nombre de variantes ont été réalisées (cf. tableau 4), pour l'ensemble des cinq années lorsque c'était pos-

Graphique III
Analyse en composantes principales sur les effets moyens de la fermeture sur les salariés touchés

A - Points-variables sur les deux premiers axes principaux de l'ACP



Variable	Abréviation
Pourcentage de sorties définitives supplémentaires au bout de deux ans	Sorties à + 2 ans
Variation du nombre de jours rémunérés l'année qui suit la fermeture (en % du nombre de jours rémunérés l'année qui précède la fermeture)	Jours à + 1 an
Variation du nombre de jours rémunérés la septième année qui suit la fermeture (idem)	Jours à + 7 ans
Variation de la masse salariale perçue l'année qui suit la fermeture (en euros 2006) (en % de la masse salariale l'année qui précède la fermeture)	Salaires à + 1 an
Variation de la masse salariale perçue la septième année qui suit la fermeture (euros 2006) (idem)	Salaires à + 7 ans
Variation du nombre d'heures rémunérées l'année qui suit la fermeture (en % du nombre d'heures rémunérées l'année qui précède la fermeture)	Heures à + 1 an
Variation du nombre d'heures rémunérées la septième année qui suit la fermeture (idem)	Heures à + 7 ans
Variation du nombre des changements de zone d'emploi l'année qui suit la fermeture, pour 100 salariés	Migrations à + 1 an
Variation du nombre des changements de zone d'emploi sans changement d'entreprise l'année de la fermeture, pour 100 salariés	Mig.intra à 0 an



sible, sinon pour l'année de fermeture 1999 seulement :

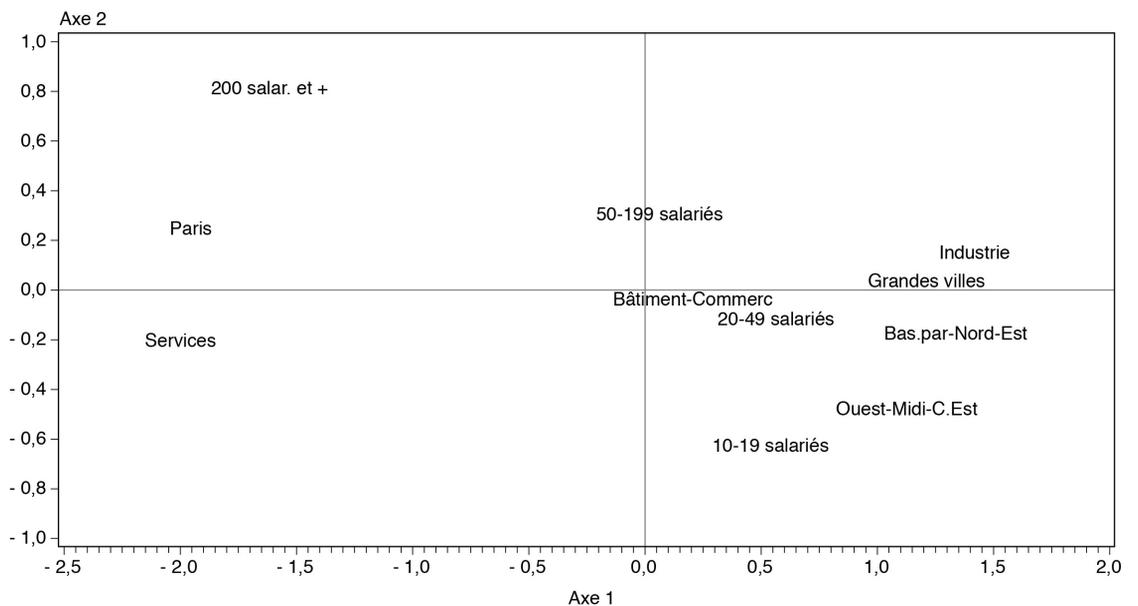
- variante sans stratification (comparaison « brute » des populations touchées et non touchées),
- variante prenant en compte des critères individuels pour constituer les strates d'individus (sexe, catégorie professionnelle, ancienneté dans l'entreprise),
- variante prenant en compte l'évolution de l'effectif de l'unité locale au cours des deux années antérieures à l'année de la fermeture pour constituer les strates d'unités locales (année 1999 seu-

lement, car les effectifs nécessaires ne sont pas disponibles pour les cinq années).

On constate que les résultats sont robustes vis-à-vis de ces changements de spécification (ce qui, bien entendu, ne garantit rien par rapport à d'autres changements). Les deux variantes qui reposent sur les fermetures de 1999 seulement ont des variances plus élevées, car l'échantillon de touchés est environ cinq fois plus petit ; les différences de niveaux qu'elles présentent avec l'estimation d'ensemble ne sont importantes que pour la baisse « immédiate » de la masse salariale et l'augmentation concomitante de la migration, qui sont moins fortes, cela pouvant

Graphique III (suite)

B - Points-observations supplémentaires sur les deux premiers axes principaux de l'ACP



Observation supplémentaire	Abréviation
Unités locales 10 à 19 salariés	10-19 salariés
Unités locales 20 à 49 salariés	20-49 salariés
Unités locales 50 à 199 salariés	50-199 salariés
Unités locales 200 salariés et plus	200 salar. et +
Industrie	Industrie
Bâtiment-Commerce	Bâtiment-Commerc
Services	Services
Aire de Paris	Paris
Aires des dix plus grandes villes de province	Grandes villes
Autres zones d'emploi du Bassin parisien, du Nord et de l'Est	Bas.par-Nord-Est
Autres zones d'emploi de l'Ouest, du Midi et du Centre-Est.	Ouest-Midi-C.Est

Lecture : projections des points-variables et des points-observations supplémentaires sur les deux premiers axes principaux de l'ACP du tableau dont les lignes sont les 48 croisements possibles des critères de contrôle (cf. tableau 2) et dont les colonnes sont les 9 variables décrivant les effets moyens des fermetures.

Champ : cf. tableau 1. Fermetures d'unités locales des années 1995 à 1999.

Source : calculs de l'auteur à partir du panel DADS.

être lié aux caractéristiques conjoncturelles de l'année 2000. La variante qui inclut des critères individuels à la place du secteur d'activité est très proche de la version initiale. Cette spécification n'a d'intérêt que si l'on envisage des différences entre les probabilités d'être touché par une fermeture pour des individus de caractéristiques individuelles différentes, même s'ils appartiennent à la même unité locale : or cette hypothèse doit être écartée, dans le cadre retenu ici, dans lequel tous les individus d'une même unité locale sont susceptibles d'être simultanément « surpris », et touchés, par la fermeture (15). C'est pourquoi la version privilégiée ici ne prend en compte que des critères de l'unité locale.

On peut approfondir le diagnostic en observant les effets moyens attribués à la fermeture avant la survenue de celle-ci (parties des graphiques II - A à F où les abscisses sont négatives). Certains de ces effets sont nuls par construction : mais ce n'est pas le cas pour les jours rémunérés, les heures travaillées, les masses salariales et les variables de migration. Si l'hypothèse de non-confusion était vérifiée, comme elle implique que la survenue de l'évènement est totalement aléatoire, donc imprévisible, on ne voit pas pourquoi il y aurait des différences avant

15. Cette critique vaudrait aussi pour les modèles de régression et de matching appliqués à ces carrières salariales en utilisant des caractéristiques individuelles.

Tableau 4
Effets moyens de la fermeture sur les salariés touchés - Variantes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Rappel du tableau 3	Variante sans stratification	Variante avec critères individuels	Stratification du tableau 3	Variante prenant en compte l'évolution antérieure de l'effectif (1)
Période d'estimation	5 années	5 années	5 années	1999 seulement	1999 seulement
Sorties définitives supplémentaires au bout de deux ans (en %)	+ 6,3 (0,3)	+ 6,5 (0,3)	+ 6,2 (0,2)	+ 6,2 (0,6)	+ 6,1 (0,6)
Variation du nombre de jours rémunérés l'année qui suit la fermeture	- 133,8 (1,7)	- 138,9 (1,5)	- 133,0 (1,3)	- 116,1 (3,5)	- 115,1 (3,7)
Variation du nombre de jours rémunérés la septième année qui suit la fermeture	- 28,0 (1,5)	- 31,9 (1,6)	- 27,4 (1,4)	- 29,1 (3,3)	- 28,0 (3,4)
Variation de la masse salariale perçue l'année qui suit la fermeture (en euros 2006)	- 7 682 (158)	- 7 944 (136)	- 7 612 (107)	- 6 639 (337)	- 6 580 (357)
Variation de la masse salariale perçue la septième année qui suit la fermeture (euros 2006)	- 2 746 (155)	- 3 004 (143)	- 2 770 (121)	- 2 860 (325)	- 2 768 (339)
Variation du nombre d'heures rémunérées l'année qui suit la fermeture	- 700,4 (9,6)	- 726,2 (8,6)	- 687,7 (7,6)	- 622,0 (19,5)	- 613,0 (19,6)
Variation du nombre d'heures rémunérées la septième année qui suit la fermeture	- 168,3 (8,1)	- 185,7 (8,1)	- 160,4 (7,2)	- 181,7 (17,8)	- 174,4 (18,5)
Variation du nombre des changements de zone d'emploi l'année qui suit la fermeture (pour 100 salariés)	+ 31,7 (0,9)	+ 33,7 (0,7)	+ 31,1 (0,7)	+ 27,5 (1,6)	+ 27,1 (1,6)
Variation du nombre des changements de zone d'emploi sans changement d'entreprise l'année de la fermeture (pour 100 salariés)	+ 13,3 (0,4)	+ 13,2 (0,3)	+ 13,3 (0,3)	+ 13,2 (0,9)	+ 13,0 (0,8)

1. La catégorie d'évolution antérieure de l'effectif de l'unité locale est calculée d'après l'indice d'évolution de cet effectif entre le 1/1/1997 et le 1/1/1999 : modalité 1 si cet indice est inférieur à 0,95, modalité 2 s'il est compris entre 0,95 et 1,17, modalité 3 s'il est supérieur à 1,17. Ces valeurs sont le premier et le troisième quartile de la distribution de l'indice.

Lecture : dans le modèle où l'on fait figurer comme critères de contrôle ceux cités ci-dessous qui incluent des critères individuels, l'estimation de l'effet des fermetures sur les sorties définitives est de 6,2 %. Les écarts-types sont entre parenthèses.
Critères de stratification correspondant aux colonnes du tableau, avec entre parenthèses le nombre de modalités :
Colonne (1) : Taille d'unité locale (4) x Secteur d'activité (3) x Localisation (4)
Colonne (2) : Aucun
Colonne (3) : Taille d'unité locale (3) x Localisation (3) x Sexe (2) x Catégorie professionnelle (4) x Ancienneté dans l'entreprise (2)
Colonne (4) : Taille d'unité locale (4) x Secteur d'activité (3) x Localisation (4)
Colonne (5) : Taille d'unité locale (4) x Localisation (4) x Catégorie d'évolution antérieure de l'effectif de l'unité locale (3)
Champ : cf. tableau 1. Fermetures d'unités locales des années 1995 à 1999 (colonnes (1) à (3)), ou 1999 seulement (colonnes (4), (5)).
Source : calculs de l'auteur à partir du panel DADS.

l'évènement entre la population des « touchés » et la population des « non-touchés ». Les effets avant survenue devraient être nuls. On voit sur les graphiques qu'ils sont en réalité significativement non nuls, quoique faibles. Dès avant la fermeture, les salariés qui vont être touchés par celle-ci ont en moyenne un peu moins de jours rémunérés, d'heures de travail et de masse salariale que les autres, et ils changent un peu plus souvent de zone d'emploi de travail. Jacobson *et al.* (1993) font des constatations différentes : leurs estimations pour les masses salariales montrent un écart quasiment nul cinq ans avant l'évènement, mais un effet négatif de plus en plus fort en valeur absolue au cours des quatre années précédant le licenciement collectif. Ils imputent ces résultats à des mesures de chômage partiel ou de diminution des salaires prises dans les entreprises concernées avant la date de l'évènement majeur. D'autres auteurs invoquent la possibilité d'un processus de sélection : certains salariés avertis de la future fermeture, ou l'ayant pressentie, auraient quitté l'entreprise avant le début de l'année de fermeture, et ce ne serait pas « n'importe lesquels », mais des salariés mieux payés. Plus simplement, il peut y avoir des différences de résistance aux chocs conjoncturels entre les établissements qui pratiquent des salaires élevés et les autres, par exemple.

Le fait que les écarts estimés « avant fermeture » ne soient pas nuls confirme que l'hypothèse de « non-confusion » n'est pas parfaitement vérifiée, comme on s'en doutait. Mais ces écarts sont relativement faibles, et cela encourage à accorder un certain crédit à une vérification approchée de l'hypothèse de non-confusion, et donc aux conclusions de cette étude.

Un évènement déclencheur

Cette étude confirme que les fermetures ont en moyenne des effets importants et durables sur la carrière salariale des salariés touchés. Les effets moyens immédiats sur le chômage et la masse salariale sont massifs, ce qui n'est guère étonnant. Environ 6 % des salariés touchés sont poussés par la fermeture à quitter définitivement (16) le salariat privé en métropole, et cet effet se fait sentir dès les deux années suivant l'évènement. Ce n'est pas le seul effet durable : sept ans plus tard, les salariés touchés sont encore un peu plus au chômage et un peu moins rémunérés que les autres. De ce point de vue, notre conclusion pour la France est intermédiaire entre celle qui ressort des travaux sur les États-Unis et celle qui a été avancée pour la

France et l'Allemagne il y a une dizaine d'années. On n'atteint pas des chiffres aussi élevés au bout de 6-7 ans qu'aux États-Unis (20 à 25 % sur la masse salariale), mais environ la moitié. L'effet durable le plus net se porte sur l'emploi - « disparition » définitive ou réduction du nombre de jours rémunérés ; mais il y a aussi un effet négatif durable non négligeable, sur le salaire moyen apparent par jour rémunéré.

En ce qui concerne les migrations, cette étude confirme un résultat classique : devenir chômeur, ici par suite d'une fermeture d'unité locale, augmente la probabilité de déménager. Cette augmentation, très forte, est très concentrée sur les 2 ou 3 ans qui suivent la fermeture. Dans un tiers des cas de migration, il s'agit d'un changement de zone d'emploi sans changement d'entreprise. Compte-tenu du fait que l'évènement ne touche chaque année que 2 à 3 % des salariés, la contribution globale des fermetures d'unités locales aux flux migratoires intérieurs reste faible : sur un taux annuel global de migrations entre zones d'emploi de l'ordre de 9 % pour les actifs des âges considérés, environ 1 point serait attribuable aux fermetures d'unités locales. La contribution des suppressions d'emploi aux migrations apparaîtrait un peu plus grande si l'on prenait en compte les autres licenciements économiques, ceux qui n'aboutissent pas à une fermeture de l'établissement concerné.

Comme on s'y attendait, les conséquences des fermetures sont plus graves dans les petites zones d'emploi que dans la grande aire parisienne. Elles sont aussi plus marquées, quoique moins durablement, pour les anciens salariés de petits établissements que pour ceux qui travaillaient dans des grandes unités.

* *
*

Établis pour une période 1995-1999 caractérisée par une conjoncture moyenne, ces chiffres pourraient servir de bases de comparaison pour étudier les effets d'une forte récession comme celle de 2009.

Actuellement, l'action publique en faveur des salariés concernés par une fermeture d'établissement comporte deux volets : assurer des revenus temporaires de substitution, et aider au reclassement. Cette action est concentrée sur les

16. Ou au moins très durablement - au moins pour cinq années consécutives.

deux premières années qui suivent l'événement. Pour une fraction des salariés touchés, les effets sont beaucoup plus durables que cela. Des études ultérieures pourraient s'attacher à établir comment les parcours les moins favorables se déterminent parmi l'ensemble. Une vue plus claire des facteurs de fragilité ou des avanta-

ges ou inconvénients des divers comportements de recherche d'emploi aiderait à orienter ou à compléter les dispositifs existants. Mais de telles études auraient à surmonter des difficultés considérables, en particulier pour séparer correctement les causes et les effets. □

BIBLIOGRAPHIE

Ardilly P. (1994), *Les techniques de sondage*, éditions Technip, Paris.

Bender S., Dustmann C., Margolis D. et Meghir C. (2002), « Worker displacement in France and Germany » in Peter Kuhn and Randal Eberts (eds.), *Losing Work, Moving On : International Comparisons of Worker Displacement*, Kalamazoo, MI, The Upjohn Institute.

Bobbio M. (2009), « Les dispositifs publics d'accompagnement des restructurations en 2008 », *Premières Synthèses*, n° 48, DARES.

Eliason M. et Storrie D. (2006), « Lasting or latent scars ? Swedish evidence on the long term effects of job displacement », *Journal of Labor Economics*, vol. 24, n° 4.

Huttunen K., Moen J. et Salvanes K. (2006), « How destructive is creative destruction ? Investigating long term effects of worker displacement », IZA discussion paper n° 2316.

Jacobson L., LaLonde R. et Sullivan D. (1993), « Earning losses of displaced workers », *The American Economic Review*, vol. 83, n° 4, pp. 685-709.

Koubi M. et Roux S. (2004), « Refonte du panel DADS : principes et premières estimations d'emploi et de salaire. Version provisoire », Insee, note interne n° 204/F240.

Margolis D. (2002), « Licenciements collectifs et délais de reprise d'emploi », *Économie et Statistique*, n° 351, pp. 65-85.

Picart C. (2008), « Flux d'emploi et de main d'œuvre en France : un réexamen », *Économie et Statistique*, n° 412, pp. 27-56.

Von Wachter T., Song J. et Manchester J. (2009), « Long term earnings losses due to mass layoffs during the 1982 recession : an analysis using U.S. administrative data from 1974 to 2004 », CEPR.

DÉTERMINATION DES FERMETURES D'UNITÉS LOCALES

La détermination des fermetures d'unités locales repose sur l'utilisation de l'identifiant administratif de l'entreprise, le numéro SIREN, pour constituer les séries d'emploi salarié au niveau des croisements « SIREN x zone d'emploi » à partir des fichiers exhaustifs des DADS.

Mais l'évaluation des créations et des disparitions d'emplois se heurte toujours à la difficulté d'identifier de manière constante au fil du temps les unités statistiques que l'on considère, qu'il s'agisse des entreprises ou des établissements. Pour des raisons administratives, il arrive fréquemment que ces unités changent d'identifiant dans les sources statistiques, alors même que leur continuité économique n'a pas été rompue. C'est le cas par exemple lorsqu'un changement de propriétaire amène à renuméroter tous les établissements d'une entreprise. Les exemples sont encore plus nombreux au niveau d'un établissement pris isolément.

Pour détecter ces cas sans recourir aux fichiers annexes du répertoire administratif français des entreprises et établissements *SIRENE*, qui n'existent pas sous la même forme pour toutes les années couvertes par cette étude, on a utilisé ici une méthode inspirée des travaux de Picart sur les flux groupés de main d'œuvre (Picart, 2008). Pour chaque année *N* entre 1996 et 2007, un fichier exhaustif des DADS permet d'établir tous les couples d'unités « SIREN x Zone d'emploi » appartenant à la même zone d'emploi et reliées par un flux groupé d'au moins neuf salariés au cours des années *N-1* et *N* : c'est-à-dire tous les couples tels qu'il existe alors au moins neuf personnes qui appartenaient à l'unité « donneuse » au 1/1/*N-1* et qui appartenaient à l'unité « receveuse » au 31/12/*N*. Si l'existence d'un tel flux groupé est attestée en même temps que la disparition de l'unité « donneuse » et l'apparition de l'unité « receveuse », et

qu'en outre les trois effectifs en présence - effectif initial de l'unité donneuse, effectif du flux groupé, effectif final de l'unité receveuse - présentent les ordres de grandeur compatibles avec cette hypothèse, on peut conclure à une renumérotation ou à un transfert de propriété (absorption). Prendre en compte uniquement ces flux groupés-là constitue une variante restrictive de la correction. D'autres cas peuvent aussi être raisonnablement considérés comme prouvant une continuité sans changement sur le terrain pour les salariés de ces unités : inclure ces cas constitue une variante « élargie » de la prise en compte des couples. Une fois établie la liste des « couples » à retenir pour toutes les années, on constitue les « unités locales » en regroupant toutes les « unités SIREN x zone d'emploi » reliées par un couple, et on établit les séries d'effectifs salariés annuels de ces unités locales. C'est sur ces séries qu'on repère les « brusques fermetures ».

Le choix de neuf comme effectif minimum d'un flux groupé pouvant être significatif est suffisant pour écarter le risque de prendre pour un flux groupé significatif une simple concomitance de trajectoires individuelles indépendantes. En effet, pour que deux « pré-unités locales » soient regroupées au titre d'une renumérotation, il faut non seulement que le flux groupé qui les unit soit d'au moins neuf personnes, mais aussi que ce flux soit du même ordre de grandeur que la taille totale de l'unité « avant » et de l'unité « après ». Ce seuil impose de ne considérer dans l'analyse que les unités locales de plus de neuf salariés.

La correction, dans sa variante « élargie », qui a été retenue dans le reste de ce travail, diminue de plus d'un tiers le nombre des établissements en « brusque fermeture », et des deux tiers environ le nombre des salariés concernés.

Tableau

Fréquence des « brusques fermetures » d'unités locales, selon que l'on retient les chiffres bruts ou les chiffres corrigés par prise en compte des flux groupés

Année	Chiffres bruts		Prise en compte des flux groupés - version restrictive		Prise en compte des flux groupés - version élargie retenue dans cet article	
	% des unités locales	% des effectifs	% des unités locales	% des effectifs	% des unités locales	% des effectifs
1996	6,9	6,0	4,8	3,2	4,5	2,6
1997	6,6	6,3	4,4	2,8	4,0	2,3
1998	6,1	6,8	3,8	2,9	3,4	2,0
1999	6,7	7,1	4,3	3,1	3,9	2,4
2000	6,7	6,7	4,1	3,0	3,6	2,1
2001	6,6	6,3	4,3	3,0	3,9	2,2
2002 (1)	8,6	7,7	6,6	5,2	6,3	4,3
2003	6,4	5,5	4,4	3,0	3,9	2,2
2004	5,6	5,4	3,6	2,5	3,2	1,6

1. Les valeurs pour 2002 sont anormalement élevées, du fait du changement de procédure d'exploitation.

Lecture : pour 1998, la prise en compte de l'ensemble des flux groupés diminue l'incidence des fermetures d'unités locales (17) de 6,1 % à 3,4 %. Les brusques fermetures correspondent aux valeurs de l'indicateur annuel de variation d'effectifs inférieures à 0,2 soit une baisse de l'effectif de plus de 80 % de sa valeur.

Champ : unités locales du secteur privé d'au moins 10 salariés.

Source : fichiers exhaustifs des DADS - calculs de l'auteur.

MÉTHODE D'ESTIMATION

Pour chacune des années à étudier (1995 à 1999), on dispose d'une liste des unités locales qui ont « brusquement fermé » au cours de l'année. Les salariés présents au 1^{er} janvier dans ces unités et vérifiant les conditions d'ancienneté qui permettent de les considérer comme « installés dans leur emploi » constituent la population touchée par les fermetures de l'année. Les salariés vérifiant les mêmes conditions d'ancienneté, mais présents au 1^{er} janvier dans les autres unités locales, servent de population-témoin. Les changements induits par les fermetures sur les trajectoires salariales des salariés touchés sont estimés en comparant ces deux populations.

Mais pour estimer ces changements, on ne peut pas se contenter de comparer telles quelles les deux sous-populations, car leur composition est différente. Par exemple : les petits établissements ferment plus fréquemment que les grands. Les salariés des petits établissements sont donc plus représentés dans la population « touchée » que dans la population « non touchée ». L'écart entre les salaires moyens de ces deux groupes ne peut pas être imputé seulement à l'événement « fermeture », une partie est imputable à la différence de composition par taille, et ce raisonnement s'applique à toutes les variables qui peuvent influencer la probabilité de fermeture. La comparaison des deux sous-populations n'est possible qu'à l'intérieur de petits groupes homogènes au sein desquels on peut considérer que l'événement « fermeture » survient indépendamment des caractéristiques des entreprises.

Le cadre d'analyse de Rubin permet de formuler précisément les hypothèses nécessaires.

Notations

i désigne un salarié du panel,

s désigne une année d'événement (de 1995 à 1999),

Y désigne une des variables qui décrivent la trajectoire (variables de résultats),

t désigne l'écart en années entre une date d'observation et la date d'événement s (année de fermeture).

Grandeur à estimer

Pour chaque valeur de i et de s , on imagine deux trajectoires salariales :

Y_{its}^1 et Y_{its}^0

l'une, indiquée par 1, correspond au cas où l'unité locale j dans laquelle ce salarié était présent au début de l'année s ferme au cours de cette année, l'autre, indiquée par 0, correspond au cas contraire.

La différence $E_{its} = Y_{its}^1 - Y_{its}^0$ est l'effet que la fermeture de l'unité locale j pendant l'année s produit sur le salarié i , à t années d'écart. On notera :

\bar{E}_{is} la moyenne des E_{its} pour les salariés touchés au cours de l'année s , dont le nombre sera noté n_s .

\bar{E}_t la moyenne des \bar{E}_{is} pour les cinq années s , moyenne pondérée par les n_s .

\bar{E}_t est la grandeur que l'on se propose d'estimer. Dans le vocabulaire de l'évaluation économétrique, où la fermeture de l'unité locale serait appelée « traitement », il s'agit de l'effet moyen du traitement sur les traités.

Méthode d'estimation

Pour estimer l'effet moyen, on supposera que les données observées résultent de tirages aléatoires dans l'univers des trajectoires salariales, obéissant aux règles suivantes :

- des variables de contrôle déterminent K strates d'unités locales (désignées par $k=1$ à K),

- dans chaque strate k , les unités locales qui ferment l'année s sont déterminées par un tirage au sort indépendant des caractéristiques de ces unités,

les salariés appartenant à ces unités locales sont les salariés touchés, au nombre de n_{ks} ; les autres salariés sont les salariés non touchés, au nombre de N_{ks} , les chroniques observées y_{jt} sont, pour les salariés touchés, les chroniques Y_{its}^1 ; pour les autres, ce sont les chroniques Y_{its}^0 . A aucun moment on ne prend en compte

le fait que le panel DADS est lui-même un échantillon au 1/24^o de l'ensemble des salariés. Les effets présentés ci-dessous, et leurs estimations de variances, portent sur le champ du panel. Sous ces hypothèses, on peut appliquer les résultats de la théorie des sondages à deux degrés, stratifiés au 1^{er} degré (Ardilly, 1994) :

1. Dans une strate k , la moyenne des observations pour les salariés touchés, soit $\bar{y}_{kst,1}$, est un estimateur sans biais de la moyenne des Y_{its}^1 ; et la variance de cet estimateur peut être estimée par : $\frac{1}{m_{ks}(m_{ks}-1)} \sum_j (\bar{y}_{jt} - \bar{y}_{kst,1})^2$ où

\bar{y}_{jt} est la moyenne des observations pour les salariés de l'unité locale j , et où m_{ks} est le nombre d'unités locales touchées dans la strate. On néglige les termes issus des variances au sein des unités locales, très petits par rapport au terme retraçant les variances entre moyennes des unités locales.

De la même façon, la moyenne des observations pour les salariés non touchés, soit $\bar{y}_{kst,0}$, est un estimateur sans biais de la moyenne des Y_{its}^0 ; et la variance de cet estimateur peut être estimée par : $\frac{1}{M_{ks}(M_{ks}-1)} \sum_j (\bar{y}_{jt} - \bar{y}_{kst,0})^2$ où \bar{y}_{jt} est la moyenne des observations pour les salariés de l'unité locale j , et où M_{ks} est le nombre d'unités locales non touchées dans la strate.

La différence $\bar{e}_{kst} = \bar{y}_{kst,1} - \bar{y}_{kst,0}$ est un estimateur sans biais de la moyenne des E_{its} dans cette strate, \bar{E}_{kts} .

La variance de cet estimateur peut être estimée par la somme des deux estimations de variances précédentes, notée $\hat{v}(\bar{e}_{kst})$.

2. La moyenne pondérée des estimateurs par strate : $\bar{e}_{st} = \sum_k \frac{n_{ks}}{n_s} \bar{e}_{kst}$ est un estimateur sans biais de \bar{E}_{ts} ; la variance de cet estimateur est estimée par $\hat{v}(\bar{e}_{st}) = \sum_k \left(\frac{n_{ks}}{n_s} \right)^2 \hat{v}(\bar{e}_{kst})$

3. La moyenne pondérée des estimateurs par année : $\bar{e}_t = \sum_s \frac{n_s}{\sum n_s} \bar{e}_{st}$ est un estimateur sans biais de \bar{E}_t ; la variance de cet estimateur est estimée par $\hat{v}(\bar{e}_t) = \sum_s \left(\frac{n_s}{\sum n_s} \right)^2 \hat{v}(\bar{e}_{st})$

Ces estimations reposent sur trois hypothèses

1. Absence de prise en compte des effets collectifs : il s'agit ici uniquement d'évaluer des moyennes d'effets individuels sur les salariés, sans tenir compte d'effets collectifs, comme par exemple des changements dans la situation des établissements voisins qui pourraient résulter des fermetures. On se place donc dans l'hypothèse selon laquelle chaque fermeture n'affecterait que les salariés de l'unité locale concernée. Cette hypothèse est désignée dans la littérature de l'évaluation économétrique sous le sigle « SUTVA » : « *Stable unit treatment value assumption* ».

2. Prise en compte de tous les effets individuels, directs ou indirects. Les trajectoires salariales des salariés touchés sont bien sûr influencées non seulement par la fermeture de leur ancienne unité locale, mais aussi par tout ce qui intervient juste avant ou ensuite, et notam-

ment par le soutien qu'ils peuvent recevoir des pouvoirs publics, de leur ancien employeur, etc. La comparaison avec les chroniques salariales des salariés non touchés fait apparaître la résultante de tous ces effets. Pour des analyses de politique économique, on préférerait sans doute estimer ce qu'on observerait en l'absence de tout soutien. Mais il faudrait alors disposer d'observations dans lesquelles le niveau de soutien serait différencié, et formuler un modèle de déroulement des trajectoires incluant ces différences. Le présent travail a une ambition beaucoup plus limitée.

3. Hypothèse fondamentale de « non confusion ». L'estimation suppose la survenue aléatoire des fermetures dans chaque strate d'unités locales (déterminée par les variables de contrôle). C'est l'hypothèse désignée dans la littérature de l'évaluation par « *unconfoundedness* » (traduit ici par « non-confusion »). Dans le présent travail, les critères de contrôle sont très simples : taille de l'unité locale, secteur d'activité, localisation géographique. Il est clair que ces critères ne suffisent pas à assurer pleinement la validité de l'hypothèse. On discute en fin d'article les conséquences de cette insuffisance et la robustesse des estimations.

Variables de contrôle

Seules des caractéristiques d'unités locales ont été retenues comme variables de contrôle ; on a limité le nombre des modalités pour éviter le plus possible qu'il y ait des strates dans lesquelles aucune unité locale n'ait fermé, ou une seule unité locale ait fermé. Les critères retenus sont ceux du tableau 2 : ils déterminent 48 strates, parmi lesquelles seulement quatre ne contiennent aucune unité locale fermée, pour au moins une des cinq années.

