

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2010 / 05**

**Les seuils de 10, 20 et 50 salariés :  
impact sur la taille des entreprises  
françaises**

**Nila CECI-RENAUD - Paul-Antoine CHEVALIER**

**Document de travail**



**Institut National de la Statistique et des Études Économiques**

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

**G 2010 / 05**

## **Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises**

**Nila CECI-RENAUD\* - Paul-Antoine CHEVALIER\*\***

AVRIL 2010

Ce travail a été présenté au séminaire D3E du 23 octobre 2009.  
Nous remercions Pauline GIVORD, Sébastien ROUX et Marie LECLAIR  
pour leurs précieuses remarques.

---

\* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise » Timbre G230  
15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

\*\* Crest

## **Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises**

### **Résumé**

Les comparaisons internationales de démographie d'entreprises montrent que la France est caractérisée par une forte proportion de très petites entreprises et une plus faible proportion d'entreprises de taille moyenne (voir par exemple Van Ark et Monnikhof, 1996). L'accumulation de réglementations additionnelles au franchissement de certains seuils portant sur l'effectif salarié est parfois citée comme un frein important à la croissance des petites entreprises, qui pourrait expliquer cette particularité française. Ainsi, la loi de « modernisation de l'économie » du 4 août 2008 comprenait des dispositions visant à « atténuer l'effet des seuils ».

Dans cette étude, nous reprenons les travaux de Cahuc et Kramarz (2004) sur la mise en évidence empirique de l'effet des seuils de 10, 20 et 50 salariés sur la croissance des entreprises, en confrontant les différentes sources de données disponibles et les différentes variables d'effectif. Nous montrons que les discontinuités autour des seuils sont très visibles dans les données fiscales mais faibles ou inexistantes dans les DADS et les données de l'Unedic.

Nous proposons ensuite une méthode permettant d'estimer l'effet joint des seuils sur la distribution des entreprises par classes d'effectif et nous estimons un majorant de l'effet étudié à partir des données fiscales. Nous trouvons un impact statistiquement significatif mais de faible ampleur : en l'absence de discontinuités administratives, la proportion d'entreprises entre 0 et 9 salariés diminuerait de 0,4 point, tandis qu'elle augmenterait de 0,2 point dans chacune des tranches 10-19 salariés et 20-250 salariés.

**Mots-clés :** droit du travail, seuils réglementaires, PME, croissance, tailles d'entreprise, distribution par taille, demande de travail

## **How much do legal size-contingent thresholds impact the size distribution of French firms?**

### **Abstract**

Several papers have shown that France has a lower share of firms with more than 50 employees than other developed countries (see for example Van Ark and Monnikhof, 1996). It has been argued that size-contingent thresholds in labor regulations at 10, 20 and 50 employees could explain part of this phenomenon. For instance, firms with more than 50 employees have harder firing rules and must regularly discuss working security conditions with representatives. Those constraints can discourage SMEs from growing over the threshold of 50 employees. For this reason, the French government has decided (law of "economic modernization" of august 4<sup>th</sup> 2008) to allow firms passing the thresholds to delay complying with the rules.

In this paper, we extend the work of Cahuc et Kramarz (2004), who have shown that there are indeed threshold effects near 10, 20 and 50 employees, but probably of small magnitude. We look at different databases and different concepts to measure the number of employees. We show that threshold effects are of very different magnitudes depending on the source.

Using the data with the strongest threshold effects, we then estimate an upper bound of the global effect of size thresholds on firm size distribution. We assume that without size-contingent labor market regulation there would be a smooth relation between size and growth probabilities. We estimate a counterfactual transition matrix by smoothing the conditional growth probabilities around the thresholds and use it to compute the long run effect on firm size distribution. We find a statistically significant but small effect. If the thresholds were smoothed, the share of firms between 0 and 9 employees would decline by 0.4 percentage point, while the share between 10 and 19 and the share between 20 and 250 would both increase by 0.2 percentage point.

**Keywords:** labor law, legal thresholds, SMEs, firm growth, firm size, size distribution, labor demand

**Classification JEL :** L11 - K31

## Introduction

La législation française impose aux entreprises des obligations d'autant plus fortes que leur effectif salarié est important. En particulier, les entreprises franchissant les seuils de 10, 20 ou 50 salariés ont des contraintes supplémentaires vis-à-vis de leurs salariés et des administrations. Les rapports Camdessus (2004), Aghion, Cetto, Cohen, et Pisani-Ferry (2007) et Attali (2008) considèrent ces seuils comme des freins à la croissance des entreprises et les auteurs proposent en conséquence d'assouplir la législation correspondante.

Leurs recommandations peuvent être comprises dans le sens d'un allègement général de la réglementation ou d'un lissage des discontinuités législatives. Nous privilégions ici la seconde optique et nous étudions l'effet des discontinuités réglementaires sur la distribution des effectifs des entreprises. En revanche, nous ne traitons pas la question du niveau de réglementation optimale. La loi de « modernisation de l'économie » (4 août 2008) s'inscrit dans la même problématique, avec un dispositif de lissage des effets de seuil au cours du temps.

Les travaux existants sur données françaises apportent des résultats contrastés sur l'ampleur des effets de seuil. Cahuc et Kramarz (2004) les étudient à partir des données de l'Urssaf et concluent que les seuils ont un impact faible sur l'emploi total. À l'inverse, les travaux de Philippe Lagarde (2005), conduits à partir des données fiscales<sup>1</sup>, mettent en évidence d'importantes discontinuités dans la distribution des entreprises par effectif autour des seuils de 10, 20 et 50 salariés et laissent penser que les seuils pourraient avoir un effet important sur la dynamique de croissance des entreprises.

En Italie, Garibaldi, Pacelli, et Borgarello (2003) et Schivardi et Torrini (2008) ont étudié le seuil de 16 salariés, relatif à la protection de l'emploi et trouvent que ce seuil exerce un impact statistiquement significatif mais quantitativement faible sur l'emploi.

Nous étudions l'impact des trois principaux seuils français (10, 20 et 50 salariés). Notre objectif est de comparer la distribution actuelle des entreprises et la distribution qui serait observée si la législation ne comportait aucune discontinuité. Nous commençons par confronter les différentes sources de données disponibles et nous mettons en évidence des différences considérables dans l'ampleur des discontinuités observées au voisinage des seuils, aussi bien sur les distributions d'effectif que sur les probabilités de croissance. À partir des données fiscales nous estimons ensuite un majorant de l'effet joint des trois seuils sur la distribution stationnaire des entreprises. Pour cela, nous nous inspirons de Schivardi et Torrini (2008). Nous définissons d'abord des classes d'effectifs et synthétisons la dynamique de croissance des entreprises par une matrice de transition. Nous estimons ensuite les effets de seuil sur les transitions entre les classes d'effectifs et corrigeons la matrice de transition. Enfin, nous calculons les distributions stationnaires associées aux matrices corrigée et non corrigée, et obtenons l'effet joint des seuils de 10, 20 et 50 salariés sur la distribution stationnaire par différence. À la différence de Schivardi et Torrini (2008), nous n'estimons pas seulement l'effet des seuils sur la probabilité de croître mais sur l'ensemble des probabilités de transition vers les différentes classes d'effectifs de la matrice de transition.

Nous présentons la législation française comportant des seuils sur l'effectif salarié dans la partie 1<sup>2</sup>. Les différentes sources de données sur l'effectif des entreprises françaises

---

1. Ces données sont décrites en partie 2.

2. La législation détaillée figure en annexe A.

sont présentées dans la partie 2, puis confrontées dans la partie 3. Dans la partie 4, nous détaillons la méthode nous permettant d'estimer l'impact des seuils sur la distribution des entreprises par classes d'effectif. Les résultats principaux sont présentés en partie 5 et leur robustesse est étudiée en partie 6.

# 1 La Législation française relative aux seuils

Les seuils administratifs contingents à l'effectif sont principalement de deux types : des règles relevant du droit social et des obligations comptables. Les principaux seuils du Code du Travail en deçà de 100 salariés correspondent à des effectifs de 10, 20 et 50 salariés. En particulier, le taux de cotisation à la formation professionnelle continue passe de 0,55 % de la masse salariale à 1,05 % au seuil de 10 salariés, puis à 1,60 % au seuil de 20 salariés. À partir de 50 salariés, la création d'un Comité d'hygiène de sécurité et des conditions de travail est obligatoire, ainsi que la mise en place d'une participation au résultat pour les salariés. La liste détaillée des seuils est donnée en annexe A.

L'ensemble des obligations relevant du droit social repose sur un unique mode de calcul de l'effectif salarié depuis 2004<sup>3</sup> : l'effectif en équivalent temps plein<sup>4</sup>, calculé en moyenne sur 12 mois, hors apprentis et contrats aidés, incluant les intérimaires mis à disposition de l'entreprise (annexe B). Si le mode de décompte de l'effectif est uniforme pour toutes les obligations, la période de référence et les conditions temporelles de franchissement du seuil diffèrent. Il n'existe pas de formulaire administratif unique permettant d'évaluer la position d'une entreprise par rapport aux seuils : chaque obligation correspond à une déclaration différente, voire à aucune déclaration lorsqu'il ne s'agit pas d'un prélèvement obligatoire.

Les seuils d'effectifs liés aux obligations comptables apparaissent moins importants que ceux qui relèvent du droit social. D'une part, le nombre de règles supplémentaires à chaque seuil est très inférieur, et, d'autre part, le franchissement des seuils dépend non seulement de l'effectif mais aussi du chiffre d'affaires et du total du bilan des entreprises : les nouvelles obligations entrent en vigueur lorsque l'entreprise perd deux des critères portant sur ces trois grandeurs. La réglementation comporte un seuil à 10 salariés et un seuil à 50 salariés. Le mode de calcul de l'effectif pour déterminer le franchissement des seuils est défini dans le Code du Commerce comme le « nombre moyen de salariés au cours d'un exercice » (article L223-35).

La loi de « modernisation de l'économie » (loi n° 2008-776 du 4 août 2008) a pris des dispositions pour assouplir les seuils relevant du droit social. Un dispositif expérimental s'applique aux entreprises franchissant les seuils entre 2008 et 2010, pour étaler dans le temps les effets du franchissement des seuils :

- hausse progressive sur 6 ans (au lieu de 3 ans) du taux de cotisation à la formation professionnelle continue en cas de franchissement du seuil de 20 salariés ;
- exonération de cotisations sociales prolongée de deux ans en cas de franchissement du seuil de 10 salariés par embauche d'un apprenti ;
- gel pendant trois ans de la cotisation d'aide au logement et des règles de déduction des cotisations patronales pour heures supplémentaires en cas de franchissement du seuil de 20 salariés ;
- prolongation de dispense ou réduction de paiement du versement transport en cas de franchissement du seuil de 10 salariés en raison d'une reprise ou de l'absorption d'une entreprise.

---

3. Ordonnance n° 2004-602 du 24 juin 2004.

4. L'effectif en équivalent temps plein tient compte du travail à temps partiel et du travail ne s'étalant pas sur toute la période considérée : deux salariés travaillant à mi-temps équivalent à un seul salarié à temps plein, et deux salariés travaillant chacun la moitié de la période équivalent à un seul salarié travaillant sur toute la période.

## 2 Les différentes sources de données sur l'effectif des entreprises

Nous présentons les différentes sources administratives dans la partie 2.1 et comparons les taux de couverture dans la partie 2.2.

### 2.1 Présentation des sources administratives

L'effectif des entreprises est connu à partir d'au moins trois sources administratives différentes : les déclarations annuelles de données sociales, les fichiers de la Sécurité Sociale et les déclarations fiscales.

Les déclarations annuelles de données sociales<sup>5</sup> (DADS) constituent la source la plus fiable et la plus complète. Elles sont notamment utilisées pour le calcul des cotisations de Sécurité Sociale et d'assurance-chômage<sup>6</sup>, le calcul de la taxe sur les salaires (employeurs non soumis à la TVA) et le pré-remplissage des déclarations de l'impôt sur le revenu. L'Insee les utilise pour l'observation des salaires et du volume de travail associé. Les employeurs doivent remplir une déclaration par établissement plus une déclaration pour chaque personne rémunérée au cours de l'année, avec les périodes et les durées de travail. À partir de ces données, nous pouvons obtenir différents concepts d'effectif comme l'effectif au 31 décembre, l'effectif moyen sur l'année ou l'effectif en équivalent temps plein.

Les Urssaf produisent également des données d'emploi trimestrielles à partir des bordereaux récapitulatifs utilisés pour le recouvrement des cotisations de Sécurité Sociale. Les déclarations sont faites au niveau établissement, mais peuvent être agrégées par entreprises. Elles comportent l'effectif inscrit en fin de trimestre et l'effectif rémunéré au cours du trimestre. L'Insee utilise ces informations pour le suivi conjoncturel de l'emploi, et les regroupe dans un fichier nommé Epure<sup>7</sup>.

Enfin, les annexes aux déclarations fiscales collectées par la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP<sup>8</sup>) pour le calcul de l'impôt sur les sociétés comportent un effectif moyen défini au niveau entreprise comme la moyenne arithmétique des effectifs de fin de chacun des trimestres de l'exercice comptable. L'ensemble des personnes titulaires d'un contrat de travail et rémunérées directement par l'entreprise est comptabilisé, sauf les apprentis. Les déclarations faites aux différents régimes d'imposition (BIC-BRN, BIC-RSI, BA-BRN, BA-RSI, BNC-DC) sont rassemblées dans un fichier nommé Ficus.

### 2.2 Taux de couverture sur le champ des entreprises

Toutes les sources administratives présentées ici se limitent à des champs spécifiques : les DADS et les Urssaf ne concernent que les entreprises employant au moins un salarié, et la DGFIP ne suit que les entreprises soumises à l'impôt sur les sociétés. De plus, les

---

5. Les données incluent les DADS-U pour les salariés du régime général (92 % des entreprises) et sont complétées par la DGFIP et la SNCF pour les salariés des régimes particuliers.

6. De nombreux organismes utilisent ces déclarations, soit pour le calcul direct des cotisations, soit pour contrôler les déclarations reçues par ailleurs. On peut notamment citer la Caisse nationale d'assurance maladie, la Caisse nationale d'assurance vieillesse (régime de base), l'Agence centrale des organismes de sécurité sociale (Acos) et l'Union nationale interprofessionnelle pour l'emploi dans l'industrie et le commerce (Unedic).

7. Epure : Extension du Projet Urssaf sur les Revenus et l'Emploi.

8. Anciennement Direction Générale des Impôts, avant sa fusion avec la Direction Générale de la Comptabilité Publique.

TABLEAU 1 – Taux de couverture des sources sur les entreprises actives au premier janvier 2006 (en %)

Classes de taille	Répartition dans Siren (en %)	Source			
		Effectif	Ficus moy. 2005	Epure 31/12/2005	DADS 01/01/2006
		Taux de couverture (en %)			
0	57,8		54	10	16
1 à 9	35,4		101	101	93
10 à 49	5,7		95	99	96
50 à 199	0,9		95	102	97
200 et plus	0,2		99	104	100
Ensemble	100,0		73	49	49

DADS excluent les organismes de l'État, les services domestiques et les activités extra-territoriales. Enfin, les Urssaf se limitent aux établissements relevant du régime général de la Sécurité Sociale ou assimilés, hors agriculture, administration, santé et éducation. Toutes ces données incluent des employeurs qui ne sont pas des entreprises, tels que des associations par exemple, et ne couvrent pas le champ des entreprises de façon exhaustive.

Dans le cadre de cette étude, nous nous limiterons au champ des entreprises. Pour calculer le taux de couverture de chacune des sources de données utilisées sur ce champ, nous utilisons le répertoire Sirene où toutes les entreprises et institutions sont obligatoirement enregistrées à leur création (tableau 1). Nous ventilons les entreprises par classes de taille en utilisant au sein de chaque source la variable conceptuellement la plus proche de celle de Sirene, à savoir l'effectif total au premier janvier 2006. Les trois sources administratives (DADS, Epure et Ficus) ont des taux de couverture très satisfaisants pour les entreprises ayant au moins un salarié<sup>9</sup>.

9. Les taux de couverture dépassant 100 % peuvent s'expliquer par des différences dans les concepts d'effectif utilisés.

### 3 Des effets de seuils plus ou moins apparents selon les données utilisées

Nous examinons l'impact des seuils administratifs sur la croissance des entreprises de deux manières. Premièrement, en présence d'effets de seuil, les entreprises dont l'effectif est juste inférieur aux seuils devraient avoir une probabilité de croître plus faible que les autres entreprises. Deuxièmement, cette dynamique devrait avoir pour conséquence une accumulation d'entreprises juste en dessous de chacun des seuils, et donc une discontinuité dans la distribution des entreprises par effectif. Nous testons la présence de ces deux effets à partir des différentes sources de données (parties 3.1 et 3.2), en nous plaçant sur le champ des entités communes aux trois sources. Nous fournissons ensuite des pistes pour expliquer les écarts observés (partie 3.3).

#### 3.1 Effets de seuil sur la distribution des entreprises

Les travaux de Philippe Lagarde (2005a, 2005b) ont mis en évidence une discontinuité dans la distribution des entreprises autour des seuils de 10, 20 et 50 salariés à partir des données fiscales. Nous montrons que ce résultat est très sensible au choix de la source et du concept d'effectif utilisés.

Les figures 1, 2 et 3 montrent la distribution des entreprises autour des seuils de 10, 20 et 50 salariés en utilisant les différents concepts d'emploi et les trois sources disponibles, les liasses fiscales (Ficus), les Urssaf (Epure) et les DADS. Dans les données fiscales, il existe de nettes discontinuités dans la distribution aux seuils de 10 et 50 salariés. Ces discontinuités apparaissent moins nettement dans les données Urssaf et sont à peine perceptibles dans les DADS.

Le tableau 2 synthétise les discontinuités visibles sur les graphiques. Dans les données fiscales (Ficus), près de 33 000 entreprises ont 9 salariés pour 17 000 entreprises de 10 salariés, soit 1,9 fois plus d'entreprises de 9 salariés que de 10 salariés. Avec l'effectif moyen des DADS, 29 000 entreprises ont 9 salariés pour 22 000 entreprises de 10 salariés, soit seulement 1,3 fois plus d'entreprises à 9 salariés qu'à 10 salariés.

Les discontinuités sont plus faibles dans les données Epure ou DADS que dans les données fiscales, même lorsque les concepts d'effectif utilisés sont proches dans leur définition (moyenne annuelle).

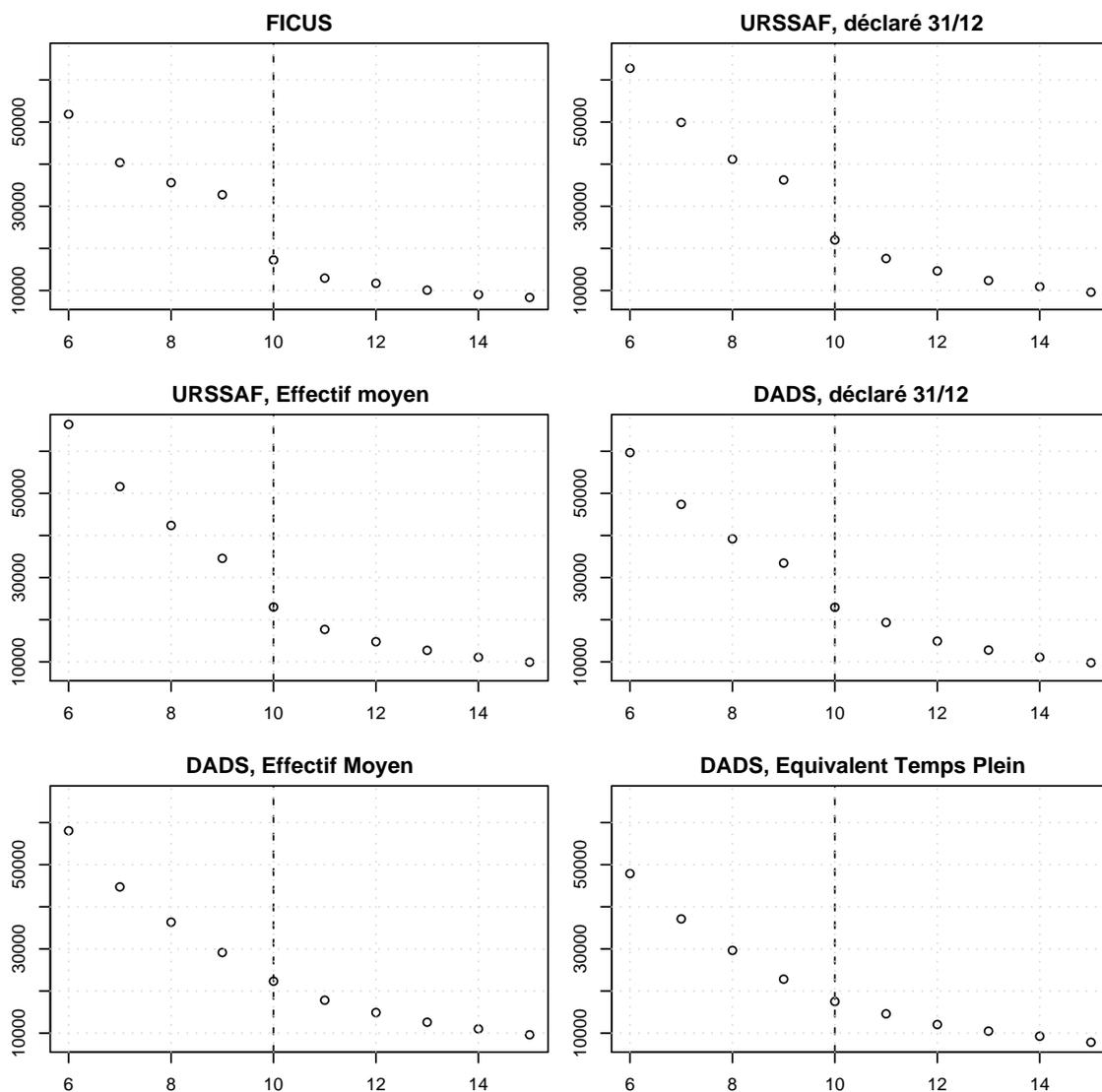
#### 3.2 Effets de seuils sur la dynamique de l'emploi

Pour étudier les effets de seuil sur la dynamique des entreprises, nous représentons la probabilité de croître entre 2005 et 2006 en fonction de la taille de l'entreprise en 2005 pour les différentes notions d'emploi et les différentes sources disponibles (figure 4).

Dans les données fiscales, la probabilité de croître est significativement plus faible pour les entreprises d'effectif juste inférieur aux seuils (9, 19 et 49) que pour les entreprises d'effectif juste supérieur au seuil (10, 20 et 50). Dans les données Urssaf, le constat reste valable, mais avec une moindre amplitude, et aucun phénomène similaire n'apparaît dans les DADS, que ce soit en effectif moyen ou en équivalent temps plein.

Par exemple, dans les données fiscales, la proportion d'entreprises en croissance passe de 24 % à 29 % au seuil de 10 salariés, soit un écart de 5 points (tableau 3). L'écart est de

FIGURE 1 – Distributions des effectifs autour du seuil de 10 salariés



même ampleur dans les données Urssaf pour l'effectif déclaré au 31 décembre, mais il tombe à 3,5 points pour l'effectif moyen. Enfin, dans les données des DADS, l'écart n'est que de 2,5 points pour l'effectif déclaré au 31 décembre, et un point pour les effectifs moyen et en équivalent temps plein.

TABLEAU 2 – Ampleur des ruptures dans la distribution des effectifs autour des seuils de 10, 20 et 50 salariés

Source	Données fiscales (Ficus)	Urssaf (Epure)	Urssaf (Epure)	DADS	DADS	DADS
Notion	Effectif Moyen déclaré	Effectif déclaré 31/12	Effectif moyen	Effectif déclaré 31/12	Effectif Moyen	Equivalent Temps Plein
9	32739	36251	34567	33451	29158	22822
10	17248	22015	23005	22948	22336	17513
Ratio	1.9	1.65	1.5	1.46	1.31	1.3
19	5906	6744	6472	6742	6050	4852
20	4725	5642	5645	5586	5497	4455
Ratio	1.25	1.2	1.15	1.21	1.1	1.09
49	1602	1378	1300	1232	1199	875
50	679	991	1056	1021	1019	785
Ratio	2.36	1.39	1.23	1.21	1.18	1.11

**Sources** : Données Ficus, DADS et Epure 2006

**Lecture** : En 2006, on dénombre 1,9 plus d'entreprises de 9 salariés que d'entreprises de 10 salariés dans Ficus.

TABLEAU 3 – Proportion d'entreprises ayant augmenté leur effectif entre 2005 et 2006 (en %)

Source	Données fiscales (Ficus)	Urssaf (Epure)	Urssaf (Epure)	DADS	DADS	DADS
Notion	Effectif Moyen déclaré	Effectif déclaré 31/12	Effectif moyen	Effectif déclaré 31/12	Effectif Moyen	Equivalent Temps Plein
9	24,5	28,7	29,5	31,2	34,2	34,9
10	29,3	33,6	33,0	33,8	35,4	36,2
Écart	4,8	5,0	3,5	2,5	1,2	1,3

FIGURE 2 – Distributions des effectifs autour du seuil de 20 salariés

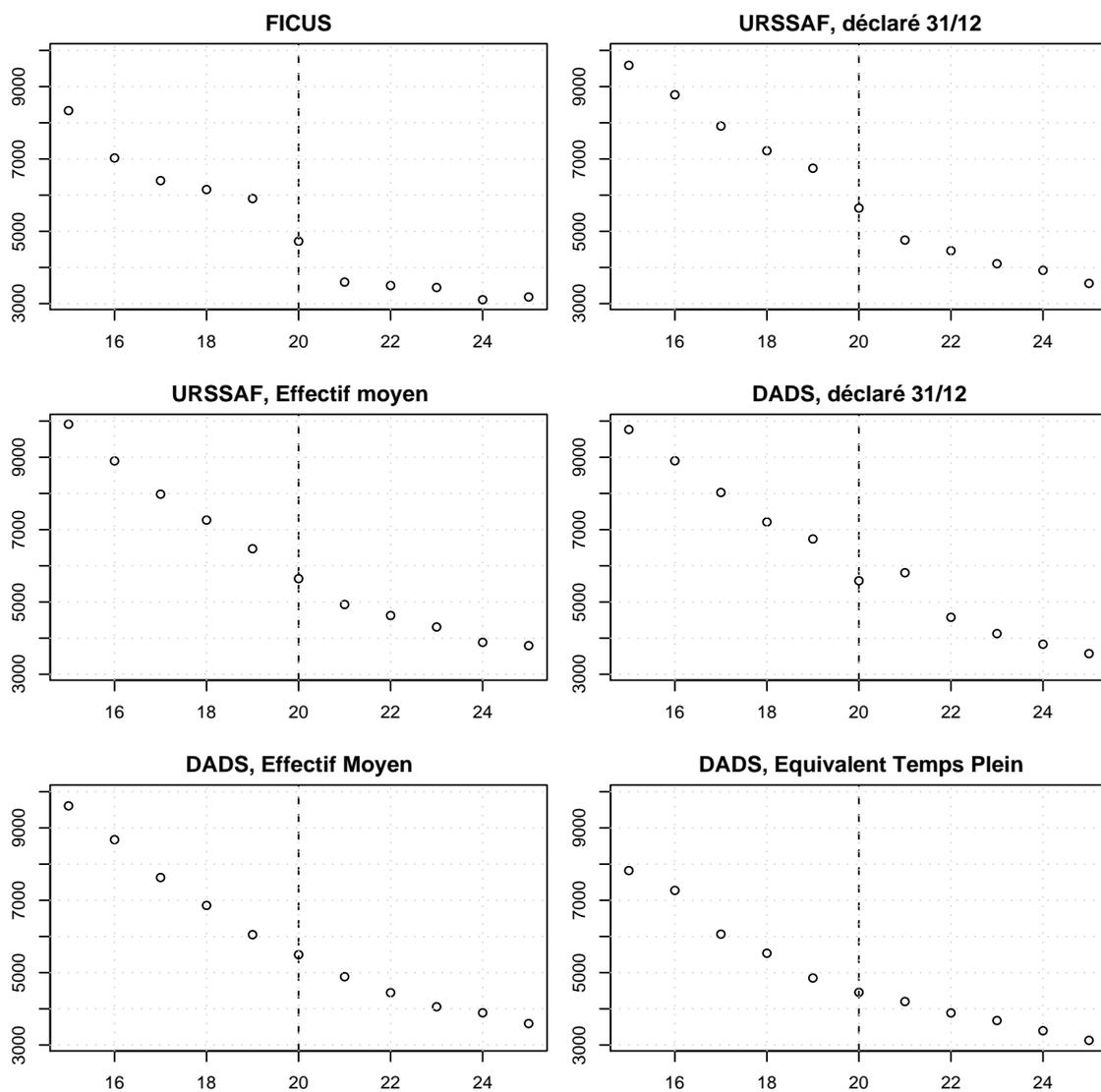


FIGURE 3 – Distributions des effectifs autour du seuil de 50 salariés

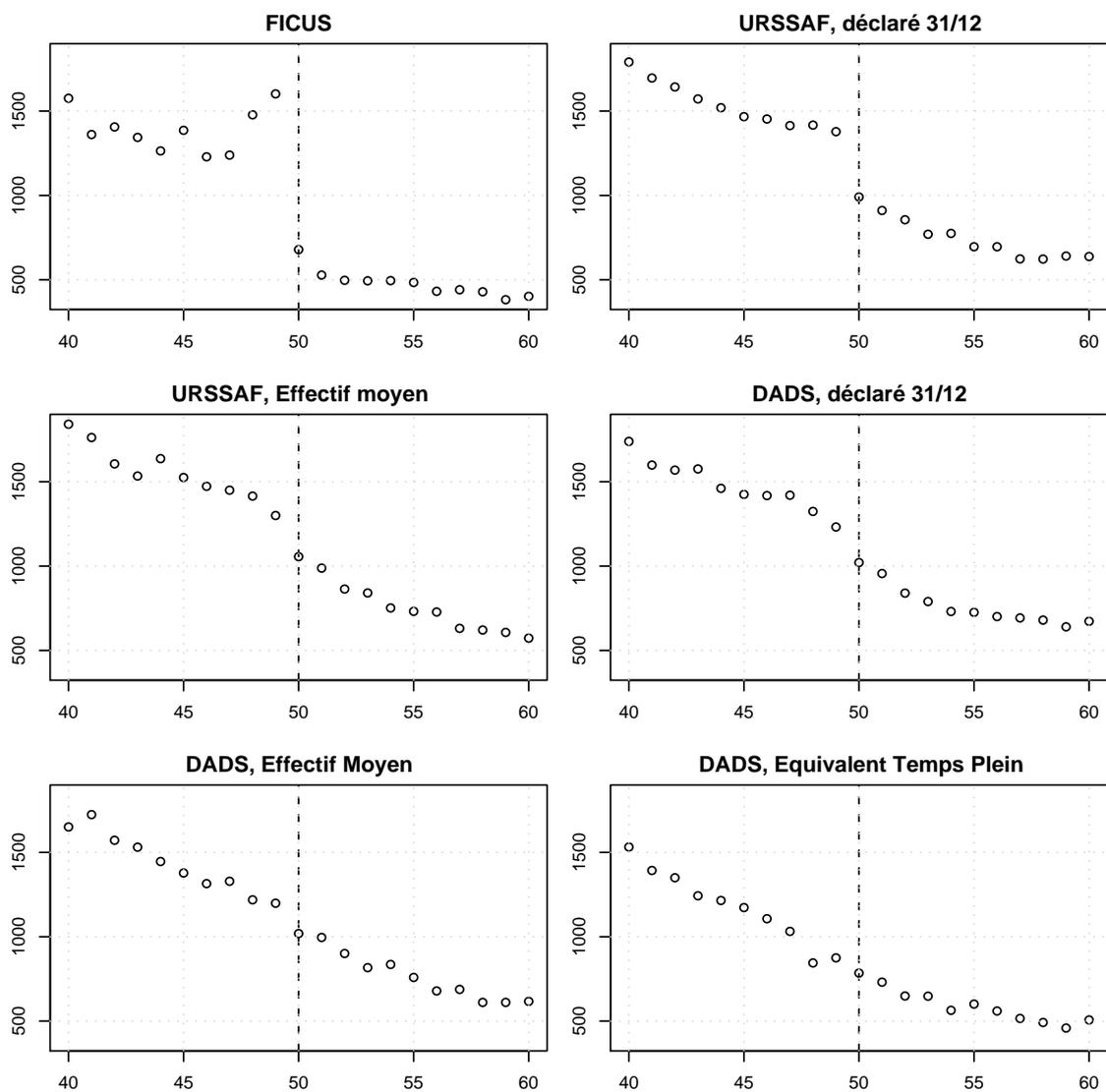
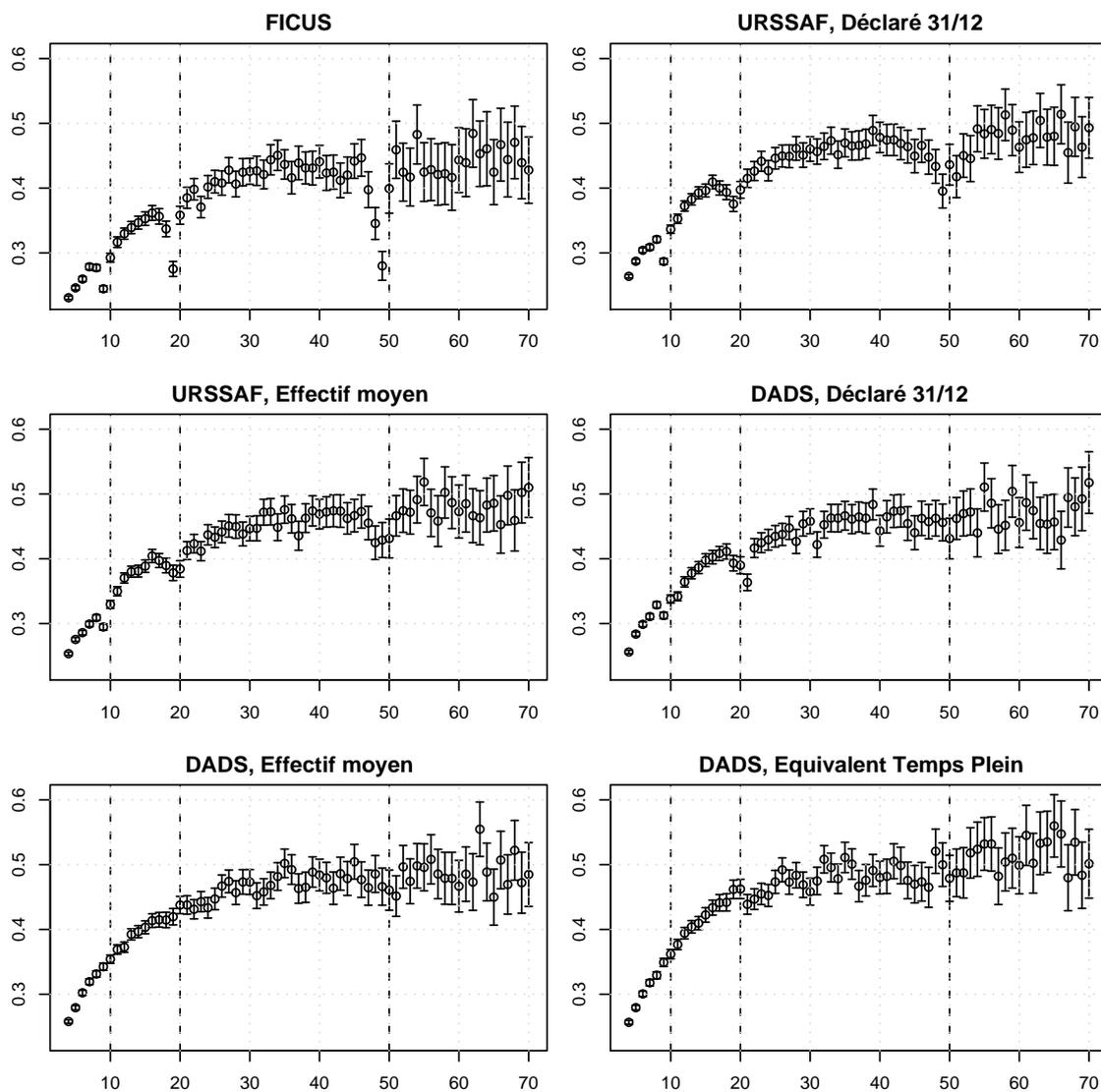


FIGURE 4 – Probabilité de croître en fonction de la taille de l'entreprise



Sources : DADS, Ficus et Epure 2005 et 2006

Lecture : D'après Ficus, une entreprise ayant 10 salariés en 2005 a une probabilité égale à 0,3 de croître d'au moins un salarié entre 2005 et 2006.

Intervalle de confiance à 95 %.

### 3.3 Analyse des écarts entre les sources de données

L'analyse des écarts constatés entre les différentes variables d'effectif conduit à des paradoxes que nous allons ici expliciter et tenter d'expliquer.

#### 3.3.1 Un constat paradoxal

Les approches statique et dynamique concordent et permettent de formuler un double constat. Premièrement, pour une même source de données (Urssaf ou dans une moindre mesure pour les DADS), les effets de seuil sont plus visibles sur l'effectif au 31 décembre que sur l'effectif moyen. Ce constat ne tient pas au choix de la date du 31 décembre : les données des Urssaf présentent des discontinuités de même ampleur pour les effectifs mesurés à la fin de chacun des trimestres de l'année<sup>10</sup>. Deuxièmement, les effets de seuil sont très visibles dans les données fiscales, moins visibles dans les données des Urssaf, et quasiment absents des données des DADS.

Le premier réflexe serait d'attribuer ces écarts aux différences entre les concepts d'emploi utilisés : en toute logique, les effets de seuil devraient apparaître plus nettement lorsque la définition de l'effectif concorde avec la définition utilisée pour les obligations légales. Or, nous avons indiqué en section 1 que la majorité des seuils administratifs relève du code du travail et repose sur l'effectif moyen calculé sur une base mensuelle et en équivalent temps plein. On constate ainsi au contraire que les effets de seuil sont plus visibles lorsque le concept d'effectif utilisé s'éloigne de la définition légale :

- ils sont plus visibles sur un effectif calculé à une date donnée que sur un effectif moyen ;
- ils sont plus visibles sur les effectifs moyens d'origine fiscale ou Urssaf, calculés en moyenne trimestrielle<sup>11</sup>, que sur l'effectif moyen des DADS, calculé en moyenne mensuelle ;
- l'effectif en équivalent temps plein des DADS est celui sur lequel les effets de seuil sont le moins visibles, alors qu'il est le plus proche de la définition légale<sup>12</sup>.

Dès lors, un second réflexe est de s'interroger sur la fiabilité des différentes sources de données : une erreur de mesure de l'effectif serait susceptible de lisser les effets de seuil. Là encore, le constat reste paradoxal car les DADS sont considérées comme la source la plus fiable sur les effectifs. Dans la mesure où ces déclarations déclenchent des droits pour les salariés concernés, elles font l'objet d'un certain contrôle de la part des administrations. Au contraire, les effectifs déclarés dans les liasses fiscales et aux Urssaf n'ont pas de répercussion directe sur le calcul de l'impôt sur les sociétés<sup>13</sup> ni sur celui des cotisations sociales, car les cotisations sont assises sur les salaires versés indépendamment du nombre de salariés

---

10. Les graphiques correspondant à cette affirmation ne sont pas présentés ici pour des raisons de concision.

11. Les liasses fiscales demandent de calculer la moyenne des effectifs de fins de trimestres de l'exercice comptable.

12. Contrairement à la définition légale de l'effectif salarié, les DADS excluent les intérimaires. Mais c'est également le cas des données des Urssaf, sur lesquelles les effets de seuil sont plus visibles. En ce qui concerne les données fiscales, les déclarants sont libres d'inclure ou non les intérimaires. Par ailleurs, les données des DADS excluent les postes dits « annexes », à savoir ceux qui cumulent les trois critères suivants : rémunération nette inférieure à 3 SMIC mensuels, durée d'emploi inférieure à 30 jours et 120 heures, temps de travail quotidien inférieur à 1,5 heures. Mais cette exclusion a très peu d'impact sur le calcul de l'emploi en équivalent temps plein.

13. L'effectif est sans incidence sur l'impôt car les seuils déterminant les possibilités de recours aux différents régimes d'imposition ne portent que sur le chiffre d'affaires et le total du bilan.

inscrits en fin de mois<sup>14</sup>. Par ailleurs, les DADS et les déclarations aux Urssaf comportent des informations sur chaque salarié<sup>15</sup>. Le déclarant doit donc nécessairement faire un inventaire complet, ce qui est de nature à réduire les erreurs de décompte. Cet argument tend à renforcer la fiabilité des DADS et des données Urssaf relativement aux données fiscales. Au final, l'ordre de fiabilité (DADS > Urssaf > données fiscales) est exactement l'inverse de l'ordre d'ampleur des effets de seuil.

### 3.3.2 Une explication possible par des sous-déclarations volontaires

Le constat que les données les moins contrôlées sont aussi celles qui font le mieux apparaître les effets de seuil met sur la piste d'éventuels comportements de sous-déclaration. De fait, les entreprises situées immédiatement au-dessus des seuils peuvent être tentées de sous-déclarer leur effectif pour réduire leurs contraintes réglementaires, impôts et cotisations. De tels comportements pourraient suffire à expliquer les ruptures observées dans les données des liasses fiscales même en l'absence d'effet des seuils sur les comportements d'embauche, sous l'hypothèse d'une forte proportion de sous-déclarants (voir modélisation en annexe C). L'écart entre les données fiscales et les autres sources de données s'expliquerait alors par l'exercice d'un contrôle administratif rigoureux sur les secondes, qui permettrait de redresser les sous-déclarations volontaires. Ajoutons qu'il est plus facile de sous-déclarer l'effectif fiscal que ceux des autres sources car ces dernières contiennent des renseignements détaillés pour chaque salarié et impliquent des contreparties pour les droits du salarié.

L'hypothèse d'un comportement de sous-déclaration volontaire suppose une certaine méconnaissance du fonctionnement administratif de la part des employeurs puisque les effectifs déclarés dans les liasses fiscales ou auprès des Urssaf n'ont pas d'impact direct sur la fiscalité des entreprises. Mais les sous-déclarants peuvent aussi s'inquiéter d'éventuels recoupements de fichiers qui pourraient entraîner des répercussions en cas de déclaration supérieure aux seuils. Ajoutons que face à la complexité des différents organismes et formulaires, les déclarants peuvent renoncer à comprendre les répercussions exactes de telle ou telle déclaration.

Pour tester l'hypothèse d'une sous-déclaration de l'effectif dans les données fiscales, où les effets de seuil sont les plus visibles, nous étudions de plus près les écarts avec l'effectif moyen tiré des DADS, source *a priori* la plus fiable. En présence d'un biais de déclaration, les entreprises ayant un effectif juste en deçà des seuils dans les liasses fiscales sous-déclameraient pour partie leur véritable effectif, mais pas les entreprises ayant un effectif juste au-delà des seuils dans les liasses. La différence (effectif fiscal - effectif DADS) devrait donc en moyenne être plus faible en deçà des seuils qu'au-delà. En l'absence de biais de déclaration, cette différence devrait à l'inverse être indépendante de la position par rapport au seuil dans les liasses fiscales.

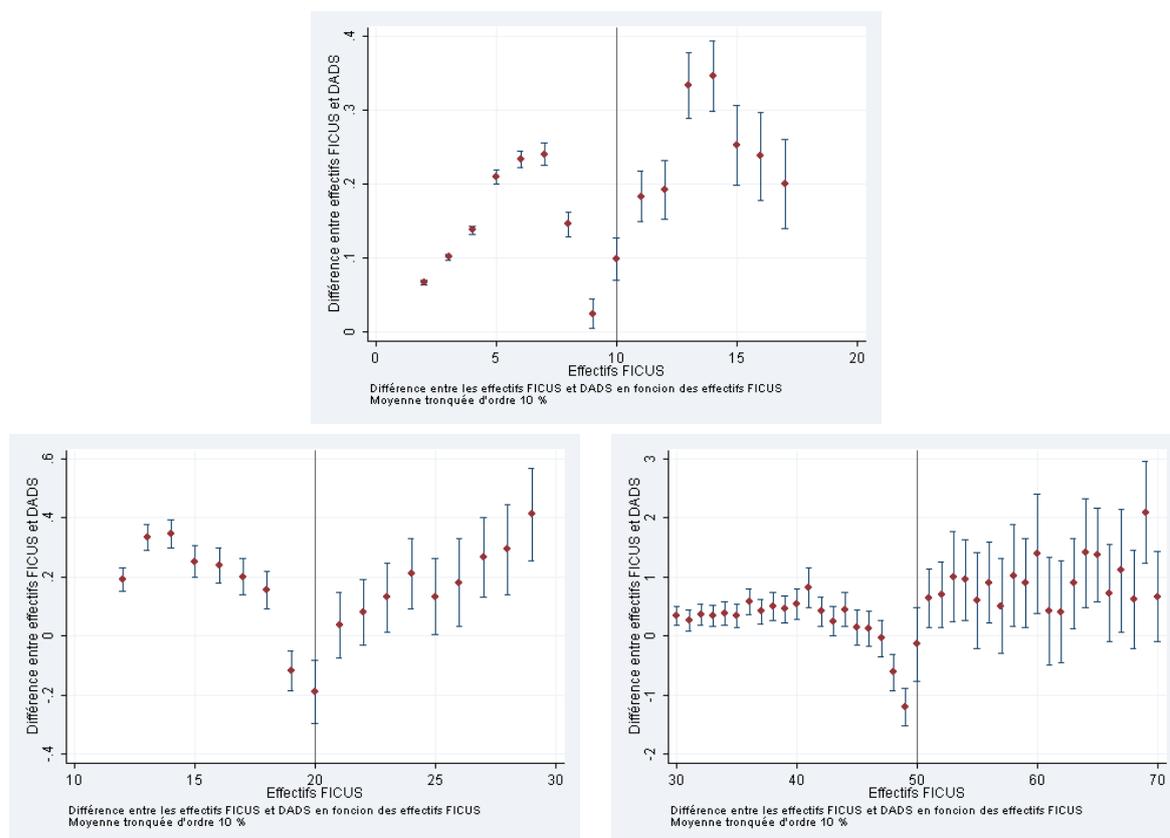
Les graphiques de la figure 5 représentent la différence moyenne (effectif fiscal - effectif

---

14. Les cotisations sociales sont basées sur les salaires versés à chaque salarié, et pas sur le nombre total de salariés. En outre, elles concernent les salariés rémunérés au cours de la période, ce qui est différents des salariés inscrits en fin de période. Nous utilisons ici comme effectifs Urssaf les effectifs inscrits, car ils correspondent mieux à la législation qui porte sur le nombre de personnes ayant un contrat avec l'entreprise, sans considérer les conditions de versement des salaires. Les effets de seuil seraient moins visibles dans les données des Urssaf si nous considérions les effectifs rémunérés.

15. Remarquons toutefois que la déclaration aux Urssaf comporte le détail des salariés rémunérés au cours du trimestre, et non le détail des salariés inscrits en fin de trimestre, qui est la variables utilisée ici.

FIGURE 5 – Écarts entre les données fiscales et les données des DADS à proximité des seuils réglementaires, année 2006



**Sources :** On représente la moyenne des écarts effectif fiscal - effectif DADS en fonction de l'effectif fiscal. Les traits représentent les intervalles de confiance à 95 %. L'utilisation d'une moyenne tronquée d'ordre 10 % permet de réduire la sensibilité aux valeurs extrêmes.

DADS) en fonction de l'effectif fiscal<sup>16</sup>. Les entreprises affichant 49 salariés dans les données fiscales ont déclaré en moyenne près de deux salariés de moins que dans les DADS. Les entreprises affichant 50 salariés dans les données fiscales ont au contraire déclaré un effectif très proche de celui des DADS. Globalement, les ruptures observées sont cohérentes avec la présence d'un biais de déclaration aux seuils de 10 et 50 salariés. Au seuil de 20 salariés au contraire, on constate que la différence moyenne n'est pas significativement plus élevée pour un effectif fiscal de 20 salariés que pour un effectif fiscal de 19 salariés.

### 3.3.3 Une autre explication par des approximations de la part des employeurs

La définition légale de l'effectif salarié qui déclenche l'application de nouvelles règles administratives est relativement complexe : il faut pouvoir calculer les effectifs pour chaque mois de l'année afin d'en faire la moyenne, ajouter les intérimaires souscrits chaque mois, retrancher les apprentis et les contrats aidés, et enfin tenir compte des éventuels temps partiels.

16. L'effectif moyen issu des données fiscales est en général plus élevé que celui des DADS. Ce phénomène peut s'expliquer par l'exclusion des postes « annexes » dans les DADS, qui a peu d'effet sur le calcul des équivalents temps plein mais peut en avoir davantage sur l'effectif moyen.

On peut penser que les employeurs tendent en pratique à se fonder sur des calculs simplifiés pour évaluer leur positionnement par rapport aux seuils. Dans ce cas, ils prendront leurs décisions d'embauche sur la base cet effectif simplifié, en évitant si possible de lui faire franchir les seuils administratifs. S'il existe véritablement un frein à l'embauche dans les entreprises se situant immédiatement en dessous des seuils, la variable d'effectif pertinente pour observer cet effet de seuil est celle qui correspond à la croyance des employeurs plutôt qu'à la définition légale.

Une telle explication pourrait justifier des effets de seuil plus visibles dans les données fiscales que dans les sources réputées plus fiables. En effet, la définition de l'effectif dans la notice fiscale est largement simplifiée par rapport à la définition légale des seuils : elle se contente de la moyenne des fins de trimestre de l'exercice comptable, sans rien préciser sur les intérimaires, les contrats aidés, ou les temps partiels. L'effectif de source fiscale a donc plus de chance de correspondre au calcul spontané des employeurs que la définition légale. De plus, l'absence de contrôle permet de conserver les éventuelles erreurs de mesure de l'effectif commises par les déclarants, contrairement à un effectif recalculé à partir d'informations détaillées sur les salariés dans les DADS ou les déclarations aux Urssaf. L'hypothèse d'approximations de calcul permet aussi de comprendre que les effets de seuil soient plus visibles sur les effectifs pris à des dates ponctuelles qu'en moyenne, car le calcul d'effectifs moyens nécessite davantage d'information<sup>17</sup>.

Pour tester l'hypothèse que les approximations de calcul des déclarants expliquent les écarts entre sources de données dans l'observation des effets de seuil, nous utilisons les comportements de contournement des seuils par filialisation. Une stratégie de contournement consiste en effet à scinder une entreprise en plusieurs entités légales qui peuvent être structurées en un groupe d'entreprises. Dans ce cas, les comportements de contournement des seuils doivent se traduire par une hausse de la proportion d'acteurs économiques recourant à une structure de groupe lorsque leur taille totale franchit les seuils administratifs. Le lien avec notre hypothèse est le suivant : si une variable d'effectif fait apparaître une stratégie de contournement des seuils, elle détermine aussi le comportement des employeurs de façon plus générale, et notamment en termes d'embauche. En explicitant la variable qui met le plus en évidence les comportements de contournement des seuils, nous déterminons la variable d'effectif la plus proche de l'idée que se font les employeurs de leur positionnement vis-à-vis des seuils.

Nous observons le phénomène de filialisation à partir des données de l'enquête « liaisons financières » (Lifi), qui recense les détentions mutuelles d'entreprise. L'enquête est enrichie par la source Diane, qui s'appuie sur l'obligation de déclarer les prises de participation entre entreprises aux Chambres du Commerce et de l'Industrie. Au total, les données permettent de relier les entreprises détenues à plus de 50 % par un même groupe, y compris pour des groupes de petite taille. En additionnant les effectifs des entreprises appartenant au même groupe, nous reconstituons les effectifs correspondant à des acteurs économiques indépendants, qu'il s'agisse de groupes ou d'entreprises isolées. Le calcul est réalisé à partir de chacune des différentes variables d'effectif déjà confrontées dans cette étude, en se limitant aux entreprises communes aux trois sources afin d'éviter des biais de composition dans la comparaison des résultats.

---

17. Cette explication est d'autant plus probable que les obligations légales s'appliquent à partir de calculs en moyenne glissante, où les périodes à prendre en compte diffèrent d'une obligation à l'autre. Ceci ajoute encore de la complexité au calcul du positionnement de l'entreprise par rapport aux seuils sur la base d'effectifs moyens.

La figure 6 représente la proportion d'acteurs indépendants recourant à la structure de groupe, en fonction de leur effectif total. Le graphique réalisé à partir des données fiscales comporte des sauts marqués au niveau des seuils administratifs de 10, 20 ou 50 salariés, tandis que les effets sont moins nets pour les autres sources. On retrouve la hiérarchie des sources mise en évidence lors de l'observation des effets de seuil sur la distribution et la croissance des entreprises, et les discontinuités sont à nouveau plus marquées pour des effectifs pris à une date donnée que pour des effectifs moyens (données des Urssaf). Ce constat corrobore l'idée que l'effectif déclaré dans les liasses fiscales est un meilleur indicateur du comportement des dirigeants vis-à-vis des seuils que les effectifs issus des DADS ou des déclarations aux Urssaf. Il paraît dès lors pertinent d'utiliser l'effectif fiscal pour mesurer l'impact des seuils sur les embauches des entreprises.

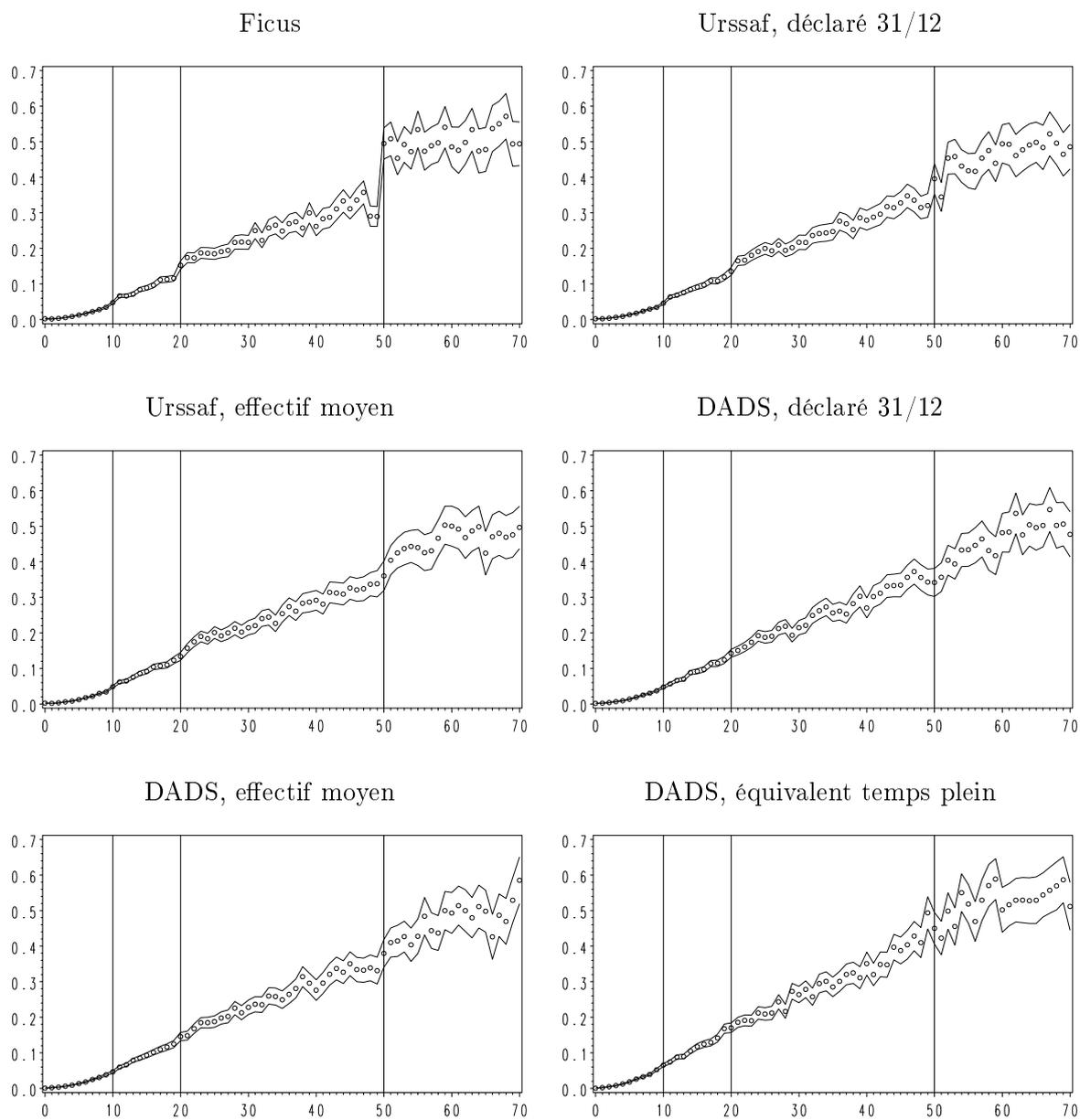
### **3.3.4 Conclusion en termes de mesure de l'effet des seuils sur l'effectif des entreprises**

En conclusion, les différentes sources de données font apparaître des écarts dans l'ampleur des effets de seuil qui peuvent paraître paradoxaux en première approche, mais nous pouvons proposer deux pistes d'explication plausibles. D'une part, les écarts peuvent provenir de sous-déclarations volontaires des effectifs, qui seraient plus ou moins importantes et plus ou moins bien redressées selon les sources. Cette explication plaide en défaveur de l'utilisation des données fiscales pour la mesure de l'effet des seuils administratifs sur l'effectif des entreprises.

D'autre part, les écarts entre sources pourraient provenir du fait que les employeurs se fondent sur des calculs d'effectif simplifiés par rapport à la définition légale pour évaluer leur positionnement relativement aux seuils. Les différentes sources refléteraient plus ou moins la définition utilisée en pratique par les entreprises. Cette explication plaide en faveur de l'utilisation des données fiscales pour évaluer l'effet des seuils sur les comportements d'embauche. Outre les écarts entre sources, elle permet d'expliquer que les effets de seuil soient plus visibles pour des effectifs évalués à une date ponctuelle que pour des effectifs moyens.

Ces deux explications sont chacune au moins partiellement corroborées par les observations, et non exclusives. Dans la suite de cette étude, nous choisissons de travailler à partir des données fiscales pour calculer un majorant des effets de seuil.

FIGURE 6 – Proportion d’acteurs indépendants organisés en groupe selon leur effectif



**Lecture :** Les graphiques représentent la proportion d’acteurs indépendants organisés en groupes en fonction de leur effectif total. Les proportions sont entourées de leurs intervalles de confiance à 95 %.

## 4 Méthode d'estimation de l'effet joint des seuils sur la taille des entreprises

Dans cette partie, nous proposons une méthode d'estimation de l'effet joint des seuils de 10, 20 et 50 salariés sur la distribution des effectifs des entreprises. Notre démarche utilise une estimation économétrique des effets de seuil sur la dynamique de l'emploi des entreprises dont l'effectif initial est proche des seuils. L'identification des effets de seuil repose sur l'hypothèse qu'il existe, en l'absence de discontinuités dans la législation, une relation lisse entre la taille de l'entreprise et la dynamique de l'emploi.

Pour obtenir l'effet des seuils sur la distribution des entreprises par taille, nous découpons la variable d'effectif en classes. La dynamique de croissance des entreprises se résume alors aux probabilités de transition entre classes. En lissant les discontinuités observées à proximité des seuils à l'aide de notre modèle économétrique, nous pouvons reconstituer une matrice de transition contrefactuelle qui correspond aux transitions d'emploi dans un monde où il n'y aurait pas de discontinuités législatives. Sous certaines hypothèses, chacune des deux matrices de transition (réelle et contrefactuelle) nous permet de calculer une répartition des entreprises par classes de taille à long terme. L'effet des seuils sur la distribution des entreprises est obtenu par différence entre ces deux distributions.

Schivardi et Torrini estiment l'effet des seuils en modélisant uniquement la probabilité de croître d'une entreprise. Leur méthode ne permet pas d'estimer toutes les quantités d'intérêt, à savoir la classe d'effectif d'une entreprise donnée en l'absence d'effet de seuil. Nous innovons en modélisant non pas simplement la probabilité de croître mais l'ensemble des probabilités de variations d'effectif à partir d'un modèle multinomial. Ainsi, toutes les quantités nécessaires pour corriger la matrice de transition sont estimées par le modèle économétrique. Par ailleurs, notre modélisation est assez souple pour prendre en compte les indivisibilités de la demande de travail.

Nous commençons par expliciter le contrefactuel par rapport auquel nous définissons les effets de seuil (section 4.1). Nous précisons ensuite les probabilités d'intérêt (section 4.2), puis le modèle retenu pour estimer l'effet des seuils sur ces probabilités (section 4.3). Dans la section 4.4, nous proposons une approche par distribution stationnaire qui permet de calculer l'effet des seuils sur la structure par taille des entreprises. La section 4.5 précise le mode de calcul de la significativité des résultats. Dans la partie 5, notre méthode est appliquée aux données fiscales en 2005 et 2006 pour obtenir un majorant des effets de seuil sur la distribution stationnaire des entreprises en France.

### 4.1 Définition des effets de seuil : le contrefactuel

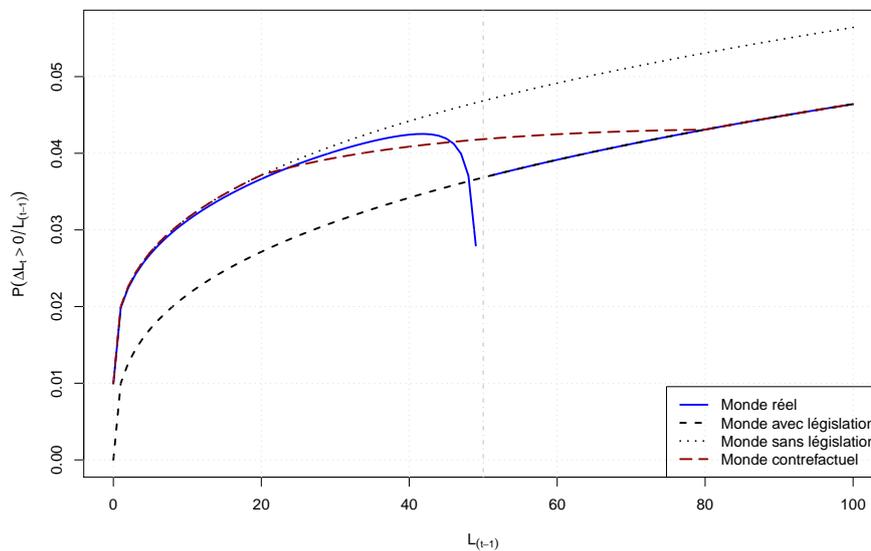
Nous définissons l'effet des seuils sur la dynamique de croissance des entreprises comme l'écart entre la dynamique observée et une situation contrefactuelle dans laquelle il n'y aurait pas d'effet de seuil. Un tel contrefactuel doit être précisé car il existe plusieurs manières de le définir.

Sur la figure 7 nous avons représenté différents contrefactuels possibles dans le cadre d'un seuil unique à 50 salariés. Le graphique représente la probabilité de croître entre  $t - 1$  et  $t$  en fonction de l'effectif en  $t - 1$ . Dans la situation réelle, la probabilité de croître est globalement croissante et continue mais avec une discontinuité autour du seuil.

Un premier contrefactuel possible correspond à un monde dans lequel la législation actuellement applicable au-delà de 50 salariés s'imposerait à toutes les entreprises, quelle que soit leur taille. Un deuxième contrefactuel possible correspond à une situation où aucune entreprise ne serait soumise à la législation actuellement applicable au-delà de 50 salariés. On s'attend à ce que les contraintes législatives entravent la croissance des entreprises ; c'est pourquoi nous représentons une probabilité de croître plus élevée dans le deuxième contrefactuel que dans le premier.

Travailler avec l'un ou l'autre de ces contrefactuels reviendrait à estimer l'impact de la législation supplémentaire en vigueur au-delà de 50 salariés. Tel n'est pas l'objet de notre étude.

FIGURE 7 – Probabilités de croissance dans le monde réel et dans différents mondes contrefactuels



Nous cherchons plutôt à estimer l'effet des seuils en tant que discontinuités administratives : que se passerait-il si l'entrée en vigueur des obligations supplémentaires était étalée sur plusieurs effectifs ou sur plusieurs années, comme le propose la Loi de Modernisation de l'Economie ? Pour cela, nous définissons un troisième contrefactuel, intermédiaire entre les deux autres, dans lequel la législation entrerait en vigueur de manière lisse plutôt que discontinue. Dans ce cas, la relation entre la probabilité de croître et l'effectif d'origine devrait être lisse, contrairement à la situation réelle. Nous définissons l'effet du seuil comme l'écart entre la probabilité de croissance observée et une probabilité de croissance lissée, fonction continue de l'effectif d'origine. Ceci ne prend pas en compte d'éventuels effets sur le nombre d'entreprises : par exemple, l'accroissement de la taille des entreprises existantes pourrait laisser moins de place aux créations. Du fait de cette limitation, nous ne concluons qu'en termes d'effet des seuils sur la distribution par taille des entreprises et non pas en termes d'emploi.

Dans ce cadre, l'effet du seuil sur la probabilité de croissance est facile à estimer. En notant  $L_{i,t}$  l'effectif de l'entreprise  $i$  à la date  $t$  et  $s$  l'effectif correspondant au seuil, on peut écrire

le modèle :

$$\mathbb{P}(\Delta L_{it} > 0 | L_{i,t-1}) = p(L_{i,t-1}) + \sum_{l=s-r}^{s+r-1} \delta_l \mathbb{I}_{(L_{i,t-1}=l)}, \quad (1)$$

où  $p(L_{i,t-1})$  représente une fonction continue de  $L_{i,t-1}$  et  $\delta_l$  représente l'effet des seuils sur la probabilité de croissance des entreprises d'effectif  $l$ .  $r$  représente une fenêtre d'effectifs entourant le seuil, et en dehors de laquelle l'impact des seuils est supposé négligeable. Ce modèle est celui qu'utilisent Schivardi et Torrini (2008).

## 4.2 Probabilités à estimer

Estimer l'effet des seuils sur la probabilité de croître comme le font Schivardi et Torrini (2008) ne permet pas de prédire quel aurait été l'effectif de la firme dans notre monde contrefactuel. Pour estimer l'effet des seuils sur la structure des entreprises par taille, il nous faut non seulement savoir dans quelle proportion les entreprises sont dissuadées de croître, mais aussi combien de salariés elles auraient recrutés en l'absence de seuils.

La tâche est complexe car il peut exister des indivisibilités supérieures à l'unité dans la demande de travail : par exemple, une entreprise peut avoir le choix d'ouvrir ou non une chaîne de production supplémentaire, qui nécessiterait alors plusieurs ouvriers. Les données montrent d'ailleurs que la probabilité de croître chute non seulement pour les entreprises situées juste en dessous des seuils ( $L_{i,t-1} = s - 1$ ), mais aussi pour plusieurs effectifs immédiatement inférieurs (figure 4). Ceci peut s'interpréter en termes d'indivisibilités : une partie des entreprises situées en  $s - 2$  voudraient embaucher en même temps au moins deux salariés, ce qui leur ferait franchir le seuil. Toutefois, ce constat empirique peut également résulter de l'incertitude des employeurs sur leur positionnement vis-à-vis des seuils : s'ils se fondent sur des calculs d'effectifs approximatifs comme évoqué à la section 3.3.3, ils peuvent préférer ne pas trop s'approcher des seuils au cas où leur calcul sous-estimerait l'effectif légal.

Pour tenir compte de tels phénomènes, nous avons cherché la modélisation la plus souple possible. Nous généralisons l'approche de Schivardi et Torrini (2008) en modélisant non seulement la probabilité de croître, mais les différentes probabilités d'avoir un effectif final égal à  $s - 1$ ,  $s$ ,  $s + 1$ , etc. Pour limiter le nombre de probabilités à estimer, nous regroupons les effectifs en classes dès lors qu'ils s'éloignent des seuils. Nous définissons donc des classes d'effectif  $C_1, \dots, C_K$  qui couvrent l'ensemble des effectifs possibles (entiers positifs de 0 à  $+\infty$ ), avec un découpage précis autour des seuils (un effectif par classe sur l'intervalle  $[s - r, s + r - 1]$ ). L'appartenance de l'entreprise  $i$  à une classe d'effectif  $k \in [1, K]$  à la date  $t$  est déterminée par la relation :  $\text{binf}_k \leq L_{i,t} < \text{binf}_{k+1}$ , avec  $\text{binf}_1 = 0$  et  $\text{binf}_{K+1} = +\infty$ .

Considérons les entreprises dont l'effectif initial est égal à  $e$ . Nous voulons mesurer l'effet des seuils sur leur probabilité de croissance. Les classes  $C_1, \dots, C_K$  correspondant à l'effectif final définissent aussi des classes sur les variations d'effectif, notées  $D_1^e, \dots, D_K^e$  :

$$\begin{aligned} \forall k \in [1, K], \\ \mathbb{P}(L_{it} \in C_k | L_{i,t-1} = e) &= \mathbb{P}(\text{binf}_k \leq L_{it} < \text{binf}_{k+1} | L_{i,t-1} = e) \\ &= \mathbb{P}(\text{binf}_k - e \leq \Delta L_{it} < \text{binf}_{k+1} - e | L_{i,t-1} = e) \\ &= \mathbb{P}(\Delta L_{it} \in D_k^e | L_{i,t-1} = e). \end{aligned}$$

Nous allons modéliser ces différentes probabilités de croissance, qui sont aussi les probabilités de transition vers les différentes classes d'effectif pour les entreprises d'effectif  $e$ .

Par hypothèse, ces probabilités doivent se décomposer entre des fonctions continues de l'effectif d'origine et des effets de seuil discontinus<sup>18</sup>. La généralisation du modèle 1 s'écrit :

$$\forall k \in [1, K], P(\Delta L_{it} \in D_k^e | L_{i,t-1}) = p_k^e(L_{i,t-1}) + \sum_{l=s-r}^{s+r-1} \delta_{k,l}^e \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=l)}, \quad (2)$$

où les  $(p_k^e)_{(1 \leq k \leq K)}$  sont des fonctions continues de  $L_{i,t-1}$  et les  $(\delta_{k,l}^e)_{(1 \leq k \leq K)}$  mesurent l'effet des seuils sur la probabilité d'avoir une variation d'effectif appartenant à la classe  $D_k^e$  pour les entreprises dont l'effectif d'origine vaut  $l$ . Les paramètres d'intérêt sont donc les  $(\delta_{k,e}^e)_{(1 \leq k \leq K)}$ , qui mesurent l'effet des seuils sur la croissance des entreprises d'effectif  $e$ . Nous supposons que l'effet des seuils sur les probabilités de croissance est négligeable pour des effectifs d'origine éloignés des seuils, soit lorsque  $l$  n'appartient pas à la fenêtre  $[s-r, s+r-1]$ . On s'attend à observer que les effets de seuil réduisent les probabilités de franchir le seuil ( $\delta_{k,l}^e < 0$  si  $l < s$  et  $l + \text{binf}_k - e \geq s$ ) et augmentent les probabilités de repasser en deçà du seuil ( $\delta_{k,l}^e > 0$  si  $l \geq s$  et  $l + \text{binf}_{k+1} - e \leq s$ ).

### 4.3 Modèle

Pour connaître l'effet des seuils sur les probabilités de transition de l'ensemble des entreprises, il nous faut estimer le modèle (2) pour chaque effectif  $e \in [s-r, s+r-1]$ . Pour simplifier ces estimations<sup>19</sup>, nous retirons du modèle les indicatrices  $\delta_{k,l}^e, l \neq e$ , qui captent l'effet des seuils sur les entreprises dont l'effectif d'origine est différent de  $e$ . Nous choisissons une forme fonctionnelle relativement rigide pour les  $p_k^e(L_{i,t-1})$  et une fenêtre d'estimation assez large pour  $L_{i,t-1}$ , de sorte que le biais induit par cet allègement du modèle est rendu négligeable. Les graphiques qui comparent les probabilités de croissance empiriques et simulées par le modèle (graphiques 9 et annexe F) montrent que cette version simplifiée parvient à reproduire correctement la forme fonctionnelle des  $p_k^e(L_{i,t-1})$  et ne se déforme pas à proximité des seuils du fait des indicatrices omises.

En simplifiant la notation  $\delta_{k,e}^e$  en  $\delta_k^e$ , le modèle allégé s'écrit :

$$\forall k \in [1, K], \mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_k^e | L_{i,t-1}) = p_k^e(L_{i,t-1}) + \delta_k^e \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)}, \quad (3)$$

avec les contraintes :

$$\begin{cases} p_k^e(L_{t-1}) \geq 0 & , \forall L_{t-1} \in \mathbb{N}, \forall k \in [1, K] \\ \sum_{k=1}^{K+1} p_k^e(L_{t-1}) = 1 & , \forall L_{t-1} \in \mathbb{N} \\ \sum_{k=1}^{K+1} \delta_k^e = 0. \end{cases}$$

Le modèle (3) peut se réécrire sans perte de généralité sous la forme d'un modèle logit

18. Pour que les classes  $D_1^e, \dots, D_K^e$  couvrent tous les cas de variation d'effectif possibles, y compris pour  $L_{t-1} > e$ , nous affectons à la première classe les cas de pertes d'effectif supérieures à  $e+1$ . Ceci revient à poser que la borne inférieure de  $D_1^e$  vaut  $-\infty$  au lieu de  $-e$ , et par conséquent  $\mathbb{P}(\Delta L_t \in D_1^e) = \mathbb{P}(\Delta L_t < \text{binf}_2 - e)$ .

19. Cette simplification permet de réduire le temps de calcul, ce qui est particulièrement intéressant pour le calcul des écarts-types par bootstrap.

multinomial :

$$\forall k \in [1, K], \mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_k^e | L_{i,t-1}) = \frac{\exp \left\{ \varphi_k^e(L_{i,t-1}) + \beta_k^e \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)} \right\}}{1 + \sum_{m=2}^{K+1} \exp \left\{ \varphi_m^e(L_{i,t-1}) + \beta_m^e \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)} \right\}} \quad (4)$$

où les  $\varphi_k^e$  sont des fonctions continues de  $L_{i,t-1}$ , les  $\beta_k^e$  sont des paramètres mesurant l'effet des seuils sur les entreprises d'effectif initial  $e$ , et la modalité  $D_1^e$  est prise comme référence en posant  $\varphi_1^e = 0$  et  $\beta_1^e = 0$ . Le modèle (4) intègre directement les contraintes sur les paramètres du modèle (3) et impose pour seule contrainte supplémentaire la non-nullité des  $p_k^e$  pour  $k \in [1, K]$ <sup>20</sup> (démonstration en annexe D).

Nous estimons le modèle (4) par maximum de vraisemblance en choisissant pour les  $\varphi_k^e(L_{i,t-1})$  une forme fonctionnelle composée d'un logarithme et d'un polynôme de degré 2 :

$$\forall k \in [2, K], \varphi_k^e(L_{i,t-1}) = \alpha_{1,k}^e + \alpha_{2,k}^e \log(L_{i,t-1}) + \sum_{h=1}^2 \alpha_{h+2,k}^e (L_{i,t-1})^h. \quad (5)$$

L'effet des seuils sur les probabilités de transition des entreprises de  $e$  salariés vers les différentes classes d'effectifs est alors donné par la formule (6) :

$$\forall k \in [1, K], \delta_k^e = \frac{\exp \{ \varphi_k^e(e) + \beta_k^e \}}{1 + \sum_{m=2}^{K+1} \exp \{ \varphi_m^e(e) + \beta_m^e \}} - \frac{\exp \{ \varphi_k^e(e) \}}{1 + \sum_{m=2}^{K+1} \exp \{ \varphi_m^e(e) \}}, \quad (6)$$

#### 4.4 Synthèse des effets de seuil sur la taille des entreprises

Nous avons jusqu'ici décrit notre estimation de l'effet des seuils sur les probabilités de croissance des entreprises. Il y a au total  $K \times (2r) \times 3$  impacts estimés  $\delta_k^e$  : l'effet des seuils sur  $K$  probabilités pour chacun des  $2r$  effectifs d'origine  $e$  entourant chacun des trois seuils (10, 20 et 50 salariés). Pour synthétiser ces résultats en termes d'impact de long terme sur la taille des entreprises, nous utilisons le concept de distribution stationnaire des entreprises par classes de taille.

##### 4.4.1 Synthèse des effets de seuil dans une matrice de transition

Nous avons défini un découpage de la variable d'effectifs en classes  $C_1, \dots, C_K$ , où chaque effectif appartenant à une fouchette  $[s - r, s + r - 1]$  définit une classe, tandis que les effectifs plus éloignés des seuils sont regroupés en classes plus larges. Pour chaque effectif  $e$  appartenant à un des intervalles  $[s - r, s + r - 1]$ , nous avons estimé l'impact des seuils  $\delta_k^e$  sur les probabilités de transiter vers chacune des classes  $(C_k)_{(1 \leq k \leq K)}$  entre  $t-1$  et  $t$ . Les probabilités modélisées correspondent donc toutes à des éléments de la matrice de transition  $M$  entre classes d'effectif aux dates  $t-1$  et  $t$  (tableau 4).

Les éléments  $m_{k'k}$  sont les probabilités de transition de la classe  $k$  à la classe  $k'$  entre  $t-1$  et  $t$  :  $m_{k'k} = \mathbb{P}(L_{i,t} \in C_{k'} | L_{i,t-1} \in C_k)$ . Pour chaque effectif  $e$  appartenant à une fouchette  $[s - r, s + r - 1]$ , une classe  $l$  est définie et on a :

$$\forall k \in [1, K], \quad \mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_k^e | L_{i,t-1} = e) = \mathbb{P}(L_{i,t} \in C_k | L_{i,t-1} \in C_l) = m_{kl}.$$

20. Voir l'annexe E pour le traitement des probabilités nulles.

TABLEAU 4 – Matrice de transition

t / (t-1)	$C_1$	...	$C_k$	...	$C_K$
$C_1$	.	.	.	.	.
...	.	.	.	.	.
$C_{k'}$	.	.	$m_{k'/k}$	.	.
...	.	.	.	.	.
$C_K$	.	.	.	.	.
Total	1	1	1	1	1

$M$  peut être estimée facilement par le calcul des probabilités empiriques. Grâce à nos estimations des effets de seuil, nous pouvons également calculer une matrice de transition contrefactuelle  $M^*$  qui correspond à un monde sans effets de seuil. Nous posons :

$$\forall k \in [1, K], m_{kl}^* = m_{kl} - \delta_k^e,$$

pour toutes les classes  $C_l$  qui correspondent à un effectif  $e$  unique dans une fourchette  $[s - r, s + r - 1]$ .  $M^*$  et  $M$  sont égales en ce qui concerne les autres lignes.

#### 4.4.2 Calcul de l'impact de long terme sur la taille des entreprises

On note  $X_t$  le vecteur de probabilités de taille  $K$  donnant la répartition des entreprises par classes d'effectif  $C_1, \dots, C_K$  à la date  $t$ . Par définition de la matrice de transition  $M$ , la dynamique de  $X_t$  est décrite par la relation :

$$X_t = MX_{t-1} \tag{7}$$

Sous l'hypothèse que la matrice  $M$  reste constante dans le temps<sup>21</sup>, le processus  $X_t$  converge vers une distribution stationnaire unique  $\bar{X}$  définie par l'équation 8 :

$$\bar{X} = M\bar{X} \tag{8}$$

L'équation (8) nous permet de calculer la distribution stationnaire des entreprises par taille pour chacune des deux matrices de transition (réelle et corrigée). Nous interprétons l'écart entre ces deux distributions stationnaires comme l'impact de long terme des discontinuités administratives sur la distribution des entreprises par classes d'effectif.

La distribution stationnaire définie par la relation (8) correspond à la situation qui serait atteinte si la transition entre les années  $t-1$  et  $t$  se reproduisait indéfiniment. Or la matrice de transition est susceptible d'évolutions structurelles et conjoncturelles. En supposant même que le processus de croissance des entreprises n'évolue pas dans le temps, il pourrait faire intervenir la trajectoire passée de l'entreprise au-delà du premier retard. Dans ce cas, les paramètres de la matrice  $M$  pourraient évoluer à cause d'effets de structure non modélisés dans la relation (7). Au total, l'hypothèse d'une matrice  $M$  constante pourrait donc produire une distribution stationnaire assez éloignée de la distribution réelle. Pour pouvoir

21. Techniquement, il existe aussi des conditions sur la matrice  $M$ , qui doit être irréductible (toutes les classes d'effectif doivent être accessibles à partir de chaque classe initiale en un nombre fini de transitions) et avoir au moins une classe récurrente positive (l'espérance du temps de retour dans cette classe doit être fini). En pratique, nous obtenons toujours une solution unique à l'équation (8).

interpréter les différences entre états stationnaires comme des effets sur la distribution des entreprises par taille, il est important de vérifier que tel n'est pas le cas. Nous faisons cette comparaison dans la section 5.1.

Par ailleurs, la reproduction à l'infini des transitions observées une année donnée rend les résultats très dépendants du choix de cette année. Il est possible, par exemple, que les effets de seuil soient plus importants dans les phases de bonne conjoncture économique que dans les phases de mauvaise conjoncture. Selon la phase du cycle de l'année d'estimation, notre méthode donnerait des résultats différents. Il est donc nécessaire d'étudier la sensibilité des résultats au choix de l'année d'estimation, ce que nous faisons dans la section 6.

L'avantage de notre approche par état stationnaire est qu'elle permet de connaître l'effet des seuils à long terme. Par exemple, elle tient compte du fait qu'une même entreprise peut être freinée par chacun des trois seuils au cours de sa croissance. Elle autorise aussi l'effet des seuils à être persistant : une entreprise qui est restée bloquée au niveau du seuil plusieurs années et décide finalement de le franchir ne retrouvera pas la taille qu'elle aurait eue en l'absence de discontinuités administratives. En effet, les perspectives de croissance s'améliorent avec la taille, et les années passées en dessous du seuil sont autant d'années où des opportunités ont pu être gâchées du fait d'un effectif insuffisant.

#### 4.4.3 Traitement des apparitions et disparitions d'entreprises

Nous avons jusqu'ici ignoré les apparitions et disparitions d'entreprises entre les dates  $t-1$  et  $t$ . Pourtant, il est exclu de travailler sur un panel cylindré : cette solution conduirait à une distribution stationnaire peu réaliste, surestimant la part d'entreprises de grande taille. En effet, le processus de renouvellement des entreprises remplace des entreprises de toutes tailles par des entreprises à effectif généralement très réduit, ce qui contribue largement à réduire la taille des entreprises en moyenne.

Il nous faut intégrer les apparitions et disparitions d'entreprises au calcul de la distribution stationnaire, mais dans un cadre où la matrice  $M$  ne s'applique pas aux mêmes entreprises d'une année à l'autre, il n'y a plus de convergence vers un état stationnaire. Pour contourner cette difficulté, nous définissons un état fictif de non-existence, qui correspond à la fois aux entreprises qui n'existent pas en  $t-1$  et apparaissent en  $t$  et aux entreprises qui existent en  $t-1$  mais disparaissent en  $t$ . La matrice de transition s'écrit alors comme dans le tableau 5, où la ligne  $C_{K+1}$  contient les proportions d'entreprises sortant en  $t$  selon la classe d'effectif d'origine et où la colonne  $C_{K+1}$  donne la répartition par classes d'effectif des entreprises entrant en  $t$ . Par construction, la probabilité à la fois d'entrer et de sortir en  $t$ ,  $m_{K+1,K+1}$ , est égale à 0. De cette façon, nous obtenons une matrice  $M$  qui vérifie les propriétés nécessaires à l'existence d'un état stationnaire unique.

Cette méthode présente toutefois l'inconvénient d'introduire une asymétrie entre  $X_{t-1}$  et  $X_t$  dans l'équation (7). Le vecteur  $X_{t-1}$  désigne la répartition des entreprises présentes en  $t-1$  ou en  $t$  selon l'effectif en  $t-1$ , et la dernière classe représente les créations d'entreprises.  $X_t$  représente pour sa part la répartition des entreprises présentes en  $t-1$  ou en  $t$  selon l'effectif en  $t$ , et la dernière classe représente les disparitions d'entreprises. À l'état stationnaire (équation (8)) la probabilité d'entrée est par construction égale à la probabilité de disparition, ce qui implique un nombre d'entreprises constant dans le temps. L'effet des discontinuités administratives sur l'état stationnaire doit donc être interprété comme leur effet à long terme sur la distribution des entreprises par taille, sans préjuger des effets sur

TABLEAU 5 – Matrice de transition avec entrées-sorties

t / (t-1)	$C_1$	...	$C_k$	...	$C_{K+1}$
$C_1$	.	.	.	.	.
...	.	.	.	.	.
$C_{k'}$	.	.	$m_{k'/k}$	.	.
...	.	.	.	.	.
$C_{K+1}$	.	.	.	.	0
Total	1	1	1	1	1

le nombre total d'entreprises.

Pour la correction de la matrice de transition avec entrées-sorties, nous ajustons le modèle (4) en créant une classe  $D_{K+1}^e$  pour les cas de disparition entre la date t-1 et la date t. De cette façon, le total des différentes probabilités somme toujours à un. Cette correction implique que les seuils peuvent avoir un impact sur les probabilités de disparition. Les données montrent de fait une rupture dans les taux de disparition au niveau de l'effectif 50 : les entreprises situées juste au-dessus du seuil ont une forte probabilité de disparaître relativement aux entreprises situées juste en dessous du seuil. Ce constat découle en partie du comportement de contournement des seuils par filialisation mis en évidence dans la section 3.3.3. En l'absence de discontinuités administratives, de tels comportements devraient être lissés au même titre que les comportements d'embauche, ce qui légitime d'intégrer cette possibilité dans le modèle.

#### 4.5 Calculs de significativité

Nous estimons les modèles multinomiaux par maximum de vraisemblance. Après correction de la matrice de transition, nous comparons les états stationnaires obtenus avec et sans effets de seuil. Les écart-types des différences entre les deux états stationnaires sont estimés par bootstrap. À chaque itération, nous réestimons la matrice de transition, les modèles multinomiaux associés à chaque effectif initial susceptible d'être influencé par les seuils, et les deux états stationnaires.

La convergence du bootstrap est garantie par la normalité asymptotique de notre estimateur des écarts sur les distributions stationnaires. En effet, les paramètres des différents modèles multinomiaux suivent une loi normale jointe car l'estimation modèle par modèle est équivalente à une estimation simultanée par maximisation de la somme des log-vraisemblances. Les écarts de probabilités à reporter sur la matrice de transition, sont une fonction continûment dérivable de ces paramètres. Ensuite, les coefficients de la matrice de transition empirique sont des moyennes sur les observations, et le calcul de l'état stationnaire s'effectue par les quatre opérations à partir de ces coefficients. Par conséquent, l'état stationnaire est asymptotiquement normal dès lors qu'il existe.

À partir des itérations de bootstrap, nous obtenons un estimateur de la variance des écarts entre les distributions stationnaires. Nous utilisons ensuite la normalité asymptotique des estimateurs pour obtenir des intervalles de confiance et définir des tests de significativité.

TABLEAU 6 – Classes d’effectif

C1 0-5	C2 6	C3 7	C4 8	C5 9	C6 10	C7 11	C8 12	C9 13	C10 14-15
C11 16	C12 17	C13 18	C14 19	C15 20	C16 21	C17 22	C18 23	C19 24-46	C20 47
C21 48	C22 49	C23 50	C24 51	C25 52	C26 53	C27 54-99	C28 100-249	C29 250 et plus	C30 Manquant

Découpage en classes retenu pour l’estimation du modèle. Les cellules grisées correspondent aux effectifs d’origine pour lesquels nous estimons le modèle et corrigeons les effets de seuil.

## 5 Résultats

Nos principaux résultats sont estimés à partir des transitions d’emploi entre 2005 et 2006 dans les données fiscales (fichier Ficus). La distribution des entreprises a été découpée en 30 classes d’effectif explicitées dans le tableau 6. Les classes ont été choisies de manière à être précises autour des seuils de 10, 20 et 50 salariés.

Dans un premier temps, nous estimons une matrice de transition entre classes de 2005 à 2006. Ensuite, nous estimons le modèle (4) pour les classes correspondant aux effectifs 6 à 13 autour du seuil de 10, 16 à 23 autour du seuil de 20 et 47 à 53 autour du seuil de 50. Chacune de ces estimations nous permet de corriger les effets de seuil sur les probabilités de transitions des entreprises appartenant à la classe considérée.

Pour l’estimation des modèles correspondant aux effectifs 6 à 13 et 16 à 23, nous avons restreint l’échantillon aux entreprises ayant entre 1 et 40 salariés en 2005 afin d’avoir une meilleure approximation de la forme fonctionnelle. De même, pour les modèles associés aux effectifs 47 à 53, nous avons restreint l’échantillon aux entreprises ayant entre 25 et 100 salariés en 2005.

Pour quantifier l’incertitude sur nos estimations, nous utilisons la méthode du bootstrap avec 45 itérations<sup>22</sup>.

### 5.1 Validité de l’approche par état stationnaire

Nous interprétons l’effet des seuils sur la distribution stationnaire comme l’impact de long terme sur la répartition des entreprises par classes d’effectif. Comme nous l’avons évoqué à la section 4.4.2, cette assimilation repose sur l’hypothèse que la matrice de transition reste constante dans le temps. Il importe donc de vérifier que la distribution stationnaire obtenue sous cette hypothèse constitue une bonne approximation de la distribution empirique.

Le tableau 7 compare la distribution stationnaire obtenue à partir des transitions entre 2005 et 2006 et les distributions empiriques de 2005 et 2006. Il montre que la proportion d’entreprises manquantes est très différente en 2005 et en 2006 : les entreprises considérées comme manquantes en 2005 sont les entreprises apparues entre 2005 et 2006 alors que les

<sup>22</sup>. Nous nous contentons d’un nombre restreint d’itérations de bootstrap car chacune d’elle nécessite l’estimation de 23 modèles multinomiaux à 30 modalités. L’imprécision dans l’estimation des écarts-types n’est de toutes façons pas assez importante pour remettre en cause la significativité de nos résultats principaux.

TABLEAU 7 – Distribution empirique et distribution stationnaire

		Distribution empirique		Stationnaire
		2005	2006	2005-2006
Existantes	0-9	92.22	92.62	91.88
	10-19	3.90	3.87	4.81
	20-49	2.61	2.35	2.35
	50-249	1.05	0.96	0.81
	250 et plus	0.22	0.20	0.16
	Ensemble	100.00	100.00	100.00
Existantes		87.40	94.75	94.36
Manquantes		12.60	5.25	5.64
Ensemble		100.00	100.00	100.00

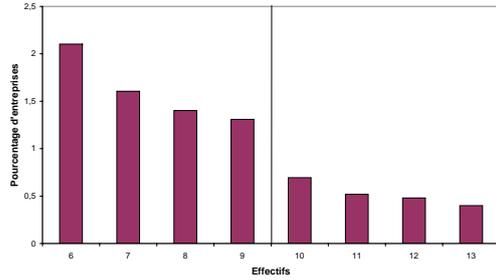
entreprises manquantes en 2006 sont les entreprises disparues entre 2005 et 2006. Du fait de la croissance du nombre d'entreprises, le taux d'entrée est supérieur au taux de sortie. L'état stationnaire correspond pour sa part à une situation où le nombre d'entreprises resterait constant, puisqu'on impose que le taux d'entrée soit égal au taux de sortie. Ceci constitue une source d'écarts avec les distributions observées sur les entreprises existantes car les entreprises entrantes ont une forte proportion d'effectifs nuls.

Le tableau 7 montre que la distribution stationnaire est malgré tout très proche des distributions empiriques en 2005 et 2006 pour les entreprises existantes. Comme attendu, elle comporte légèrement moins d'entreprises entre 0 et 9 salariés (91,9 % contre 92,2 % en 2005 et 92,6 % en 2006), et en contrepartie davantage d'entreprises entre 10 et 19 salariés (4,8 % contre 3,9 % en 2005 et en 2006). Mais les ordres de grandeur restent très proches des distributions empiriques. Les hypothèses au sujet de la matrice de transition et d'un nombre d'entreprises constant permettent de reproduire assez fidèlement l'allure générale de la distribution des entreprises par taille. L'impact des seuils sur la distribution stationnaire doit donc être assez proche de l'impact sur la distribution réelle.

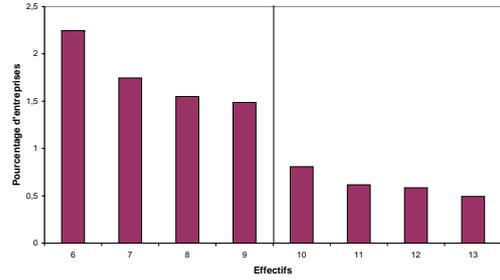
De plus, la figure 8 montre que la distribution stationnaire reproduit les discontinuités de la distribution empirique autour des seuils. Ceci confirme la pertinence de notre approche : l'effet des seuils sur la matrice de transition suffit à reproduire les discontinuités dans la distribution par calcul de l'état stationnaire. En corrigeant la matrice de transition des effets de seuil et en calculant l'état stationnaire correspondant, nous devons donc obtenir une distribution contrefactuelle hors effet des seuil.

FIGURE 8 – Distribution des entreprises par taille à proximité des seuils

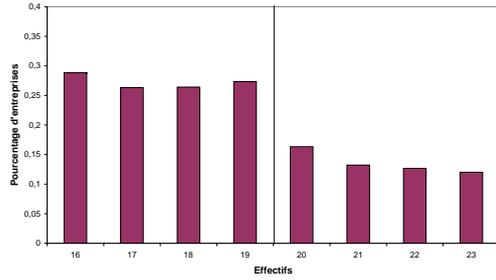
Distribution empirique autour de 10 salariés



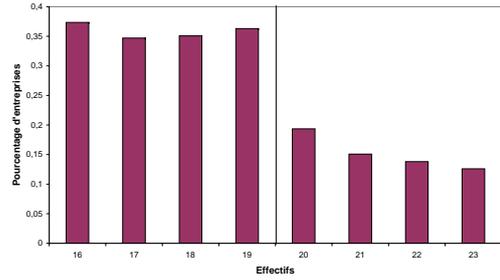
Distribution stationnaire autour de 10 salariés



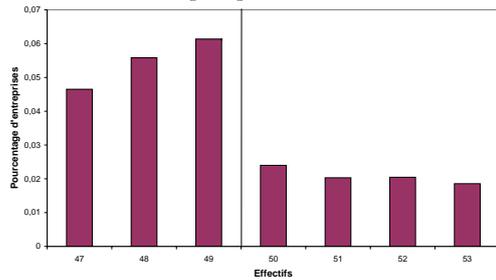
Distribution empirique autour de 20 salariés



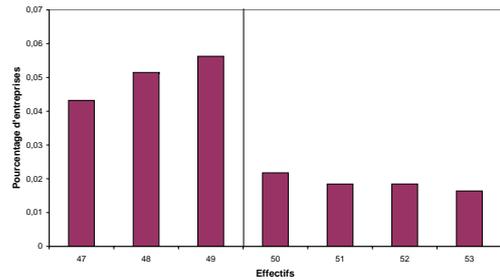
Distribution stationnaire autour de 20 salariés



Distribution empirique autour de 50 salariés



Distribution stationnaire autour de 50 salariés



La distribution stationnaire reproduit les ruptures de la distribution empirique à hauteur des seuils administratifs.

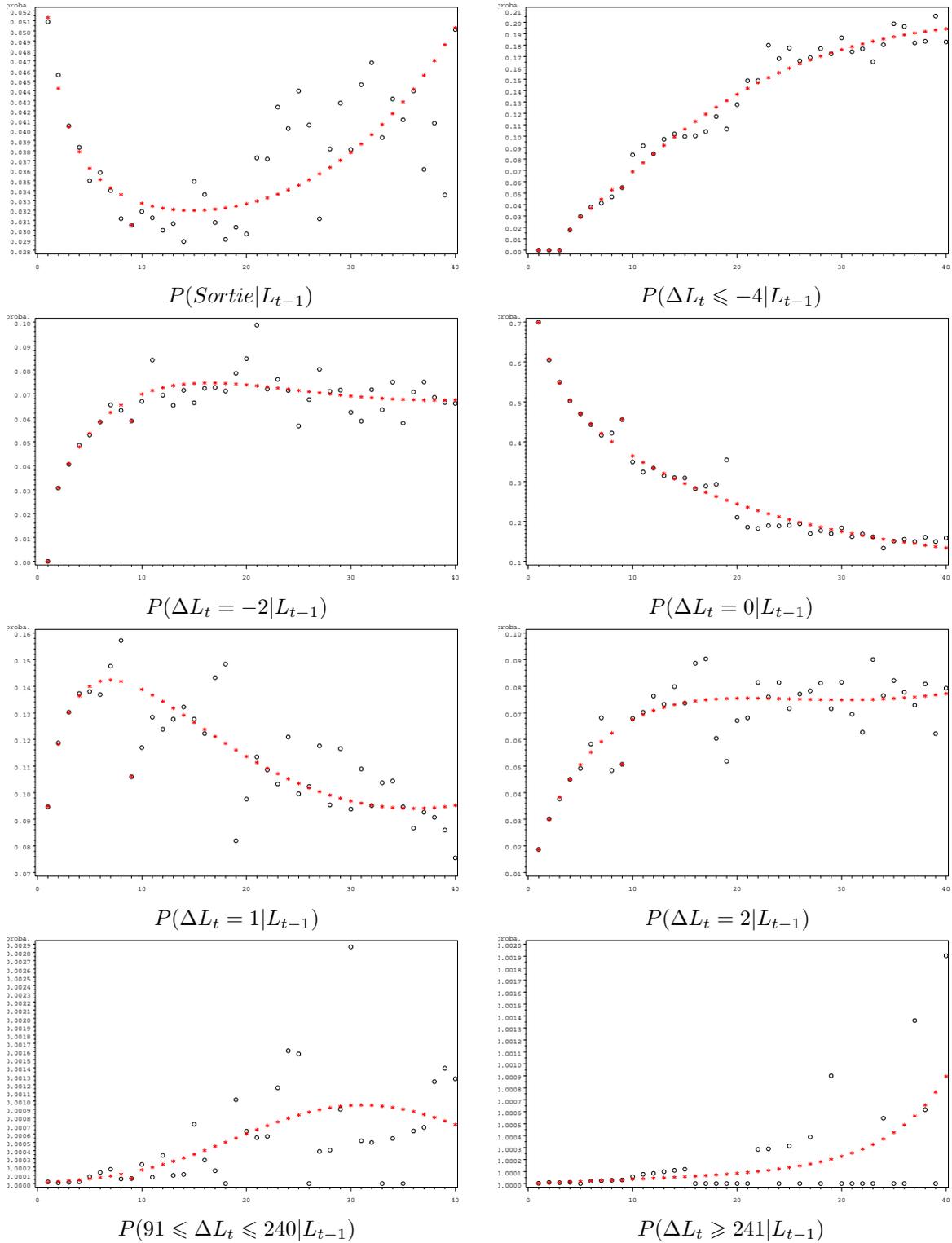
## 5.2 Qualité de l'ajustement du modèle

Au total, nous estimons 23 modèles multinomiaux ayant chacun 30 modalités pour corriger les 23 colonnes de la matrice de transition correspondant à des effectifs d'origine proches des seuils. Par souci de concision, nous ne présentons ici que les résultats d'estimation du modèle correspondant aux entreprises de 9 salariés. La figure 9 représente quelques unes des probabilités prédites par le modèle, et les fréquences empiriques associées, en fonction de la taille des l'entreprises<sup>23</sup>. À l'exception des événements rares tels que le fait de croître d'au moins 91 salariés, les probabilités prédites par le modèle sont proches des fréquences empiriques.

---

23. Nous présentons l'ensemble des graphiques dans l'annexe F

FIGURE 9 – Probabilités de transition estimées



Lecture  $\circ$  : fréquences empiriques.  $*$  : probabilités prédites par le modèle.

### 5.3 Effet des seuils sur la matrice de transition

L'apport du modèle est résumé dans la comparaison des matrices de transition corrigées et non corrigées (tableau 8)<sup>24</sup>. La différence nous donne l'impact qu'aurait un éventuel lissage des discontinuités administratives sur les probabilités de transition d'une classe à une autre. On peut lire par exemple qu'en l'absence d'effets de seuil, la probabilité qu'une entreprise de 49 salariés conserve le même effectif en 2006 diminuerait de 18 points, tandis que les probabilités qu'elle passe à 50, 51 ou 52 salariés augmenteraient respectivement de 4, 3 et 2 points.

Globalement, les modifications apportées par le modèle économétrique sont cohérentes avec l'intuition : les probabilités de rester sous le seuil diminuent et les probabilités de passer le seuil augmentent. En particulier, la probabilité de conserver le même effectif pour les entreprises juste en deçà du seuil diminue. Ainsi la probabilité de rester à 9 salariés diminue de 7 points, la probabilité de rester à 19 salariés diminue de 10 points et la probabilité de rester à 49 salariés diminue de 18 points.

Notre estimation de l'impact des seuils sur la matrice de transition reproduit le constat empirique que les effets de seuil ne concernent pas seulement les entreprises dont l'effectif est égal à  $s - 1$ , mais aussi les entreprises d'effectif inférieur. Nous estimons par exemple que la probabilité de rester à 48 salariés baisserait de 9 points en l'absence d'effets de seuil. Ceci peut s'expliquer par l'existence d'indivisibilités de la demande de travail ou par un comportement de prudence des employeurs du fait de leur incertitude sur le calcul de l'effectif légal. Le constat est qualitativement similaire aux seuils de 10 et 20 salariés.

Par ailleurs, certains effets des seuils ne correspondent pas au schéma d'une baisse des transitions vers les effectifs situés juste en deçà des seuils et d'une hausse des transitions vers les effectifs situés juste au-delà. Nous interprétons ces résultats comme des effets de sélection. Par exemple, la probabilité pour une entreprise de 10, 11 ou 12 salariés de passer à 14 ou 15 salariés diminuerait légèrement en l'absence d'effets de seuil (-1 point). Dans le monde réel comportant une législation discontinue, les entreprises à 10, 11 ou 12 salariés sont sélectionnées : elles ne passent le seuil malgré la réglementation supplémentaire liée à son franchissement que si elles ont des perspectives de croissance à venir particulièrement élevées conditionnellement à leur taille initiale. Dans un monde sans discontinuité, cet effet de sélection n'existe plus. Par conséquent la probabilité moyenne des entreprises de 10, 11 ou 12 salariés de passer à 14 ou 15 salariés diminue légèrement. Le même phénomène est observé pour la probabilité des entreprises de 20, 21 et 22 salariés de passer dans la catégorie des entreprises ayant entre 24 et 46 salariés et pour la probabilité des entreprises de 50, 51 et 52 salariés de passer dans la catégorie des entreprises de taille 54 à 99.

Les effets de sélection concernent également les entreprises situées en deçà des seuils. Par exemple, la probabilité pour une entreprise de 8 ou 9 salariés de passer à 7 salariés augmenterait légèrement en l'absence de seuils. Dans le monde réel, certaines entreprises sont contraintes par le seuil de 10 salariés et restent à 8 ou 9 salariés quand elles pourraient en avoir 10 ou 11. Ces entreprises ont un surcroît d'activité par rapport à celles pour qui l'effectif de 8 ou 9 est optimal, et leur probabilité de perdre des salariés est donc inférieure. Après suppression des effets de seuil, il n'y a plus d'entreprises contraintes parmi les 8 à 9

---

24. Pour simplifier la présentation de la matrice, nous ne présentons que les modifications supérieures en valeur absolue à 1 point de pourcentage en colonne.

salariés ce qui fait augmenter leur probabilité moyenne de perdre en effectif.

Enfin, nos estimations montrent une certaine asymétrie des effets de seuil à 20 et 50 salariés : ils impactent davantage les hausses d'effectifs que les baisses. En l'absence d'effets de seuil, la probabilité qu'une entreprise de 19 salariés dépasse 20 salariés l'année suivante augmenterait de 8 points. Symétriquement, la probabilité qu'une entreprise de 20 salariés repasse en dessous du seuil l'année suivante diminuerait, mais seulement de 5 points. De même, la probabilité qu'une entreprise de 49 salariés dépasse les 50 salariés l'année suivante augmenterait de 14 points, tandis que la probabilité qu'une entreprise de 50 salariés réduise ses effectifs resterait quasiment inchangée.

L'asymétrie des effets de seuil à 20 et 50 salariés peut être reliée à la nature des coûts engendrés par certaines obligations administratives. Lorsqu'une entreprise atteint 20 salariés, elle doit notamment définir un règlement intérieur. Si elle dépasse 50 salariés, elle doit notamment mettre en place un comité d'entreprise et un comité d'hygiène, de sécurité et des conditions de travail. Ces contraintes peuvent être considérées comme des coûts fixes d'organisation que l'entreprise doit payer au moment du franchissement des seuils mais qu'elle ne pourra pas supprimer si elle repasse en dessous. Ce type d'obligation tend à dissuader les entreprises de croître pour franchir les seuils mais ne les incite pas à réduire leurs effectifs pour repasser en dessous.



TABLEAU 9 – Comparaison des distributions stationnaires avec et sans effets de seuil

Classes d'effectif	Distribution stationnaire (en %)		Écart	Erreur type de l'écart	Student
	Avec effets de seuil	Sans effets de seuil			
0-9	91,88	91,49	-0,39	0,046	-8,47
10-19	4,81	5,01	0,20	0,035	5,82
20-49	2,35	2,47	0,12	0,017	6,91
50-249	0,81	0,87	0,06	0,007	8,24
250 et +	0,16	0,16	0,01	0,001	4,58

TABLEAU 10 – Taille moyenne des entreprises

Population	Taille moyenne		Écart	Écart-type de l'écart	Student
	Avec effets de seuil	Sans effets de seuil			
0-250	3,52	3,57	0,05	0,012	4,08
Ensemble	5,25	5,37	0,12	0,024	4,93

La taille moyenne est calculée à partir des tailles moyennes empiriques de chacune des classes d'entreprises.

#### 5.4 Effets des seuils sur la distribution stationnaire

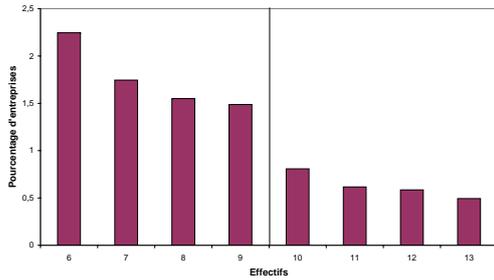
La figure 10 permet de vérifier que notre correction de la matrice de transition lisse les discontinuités de la distribution stationnaire au voisinage des seuils. Dans la section 6.2, nous étendons les corrections en lissant les probabilités de transition pour un plus grand nombre d'effectifs d'origine.

L'effet des seuils sur la répartition des entreprises par taille est résumé dans le tableau 9. Un lissage des discontinuités administratives entraînerait une baisse de 0,39 point de la proportion d'entreprises entre 0 et 9 salariés. En compensation, la proportion d'entreprises entre 10 et 19 salariés augmenterait de 0,2 point, celle des entreprises entre 20 et 49 augmenterait de 0,12 point, la part d'entreprises entre 50 et 249 augmenterait de 0,06 point et enfin la part de plus de 250 augmenterait de près de 0,01 point.

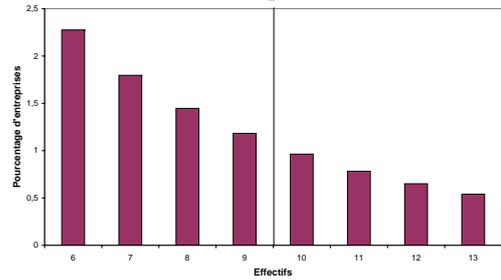
En négligeant l'effet des seuils sur la taille moyenne des entreprises au sein des classes d'effectif  $C_1$  à  $C_K$ , nous pouvons estimer leur impact sur la taille moyenne globale des entreprises à l'état stationnaire. Nous trouvons qu'un lissage des discontinuités administratives augmenterait la taille moyenne des entreprises françaises de 0,12 salarié, soit 2,2 %. La taille moyenne des entreprises de moins de 250 salariés augmenterait pour sa part de 0,05 salarié, soit 1,4 %. Nous rappelons toutefois que ces résultats ne peuvent s'interpréter en termes d'emploi car le calcul des distributions stationnaires repose sur l'hypothèse d'un nombre d'entreprises constant.

FIGURE 10 – Distribution des entreprises par taille à proximité des seuils

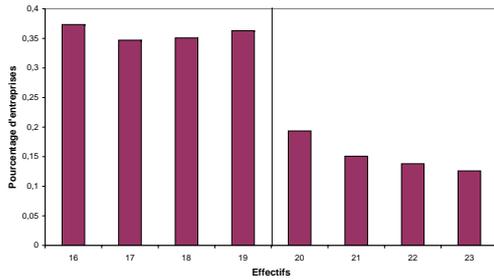
Distribution stationnaire autour de 10 salariés



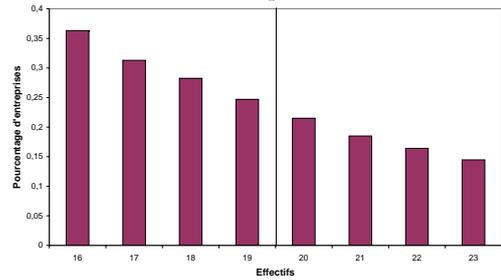
Distib. stationnaire corrigée autour de 10 salariés



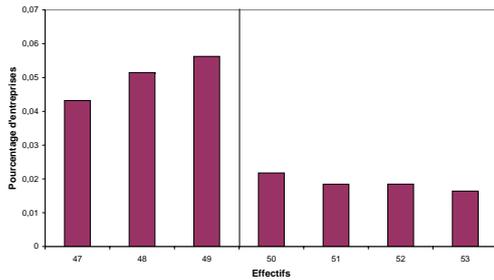
Distribution stationnaire autour de 20 salariés



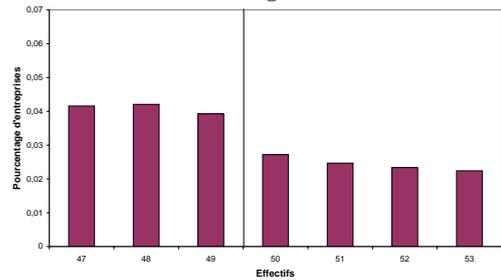
Distib. stationnaire corrigée autour de 20 salariés



Distribution stationnaire autour de 50 salariés



Distib. stationnaire corrigée autour de 50 salariés



La correction des effets de seuil lisse la distribution stationnaire autour des seuils administratifs.

## 6 Sensibilité des résultats

Dans cette partie nous vérifions la robustesse de nos résultats dans deux directions importantes. Nous étudions tout d'abord leur sensibilité à l'année d'estimation, puis au nombre de colonnes corrigées dans la matrice de transition.

### 6.1 Sensibilité au choix de l'année d'estimation

Notre calcul des effets de seuil par état stationnaire ne fait intervenir qu'une seule transition annuelle. Il est possible en particulier que la position des années d'estimation dans le cycle économique ait une influence sur nos résultats. Pour tester cette possibilité, nous avons estimé le même modèle sur toutes les transitions d'un an entre 1994 et 2005. Les résultats sont représentés sur la figure 12.

Nous constatons que la plupart des résultats sont qualitativement similaires d'une année d'estimation à l'autre : un lissage des discontinuités administratives diminuerait la proportion d'entreprises entre 0 et 9 salariés tandis que les proportions augmenteraient dans les classes 10-19 et 50-249 salariés. L'effet sur la proportion d'entreprises de plus de 250 salariés est la plupart du temps non significatif. Les ordres de grandeur restent stables au cours du temps.

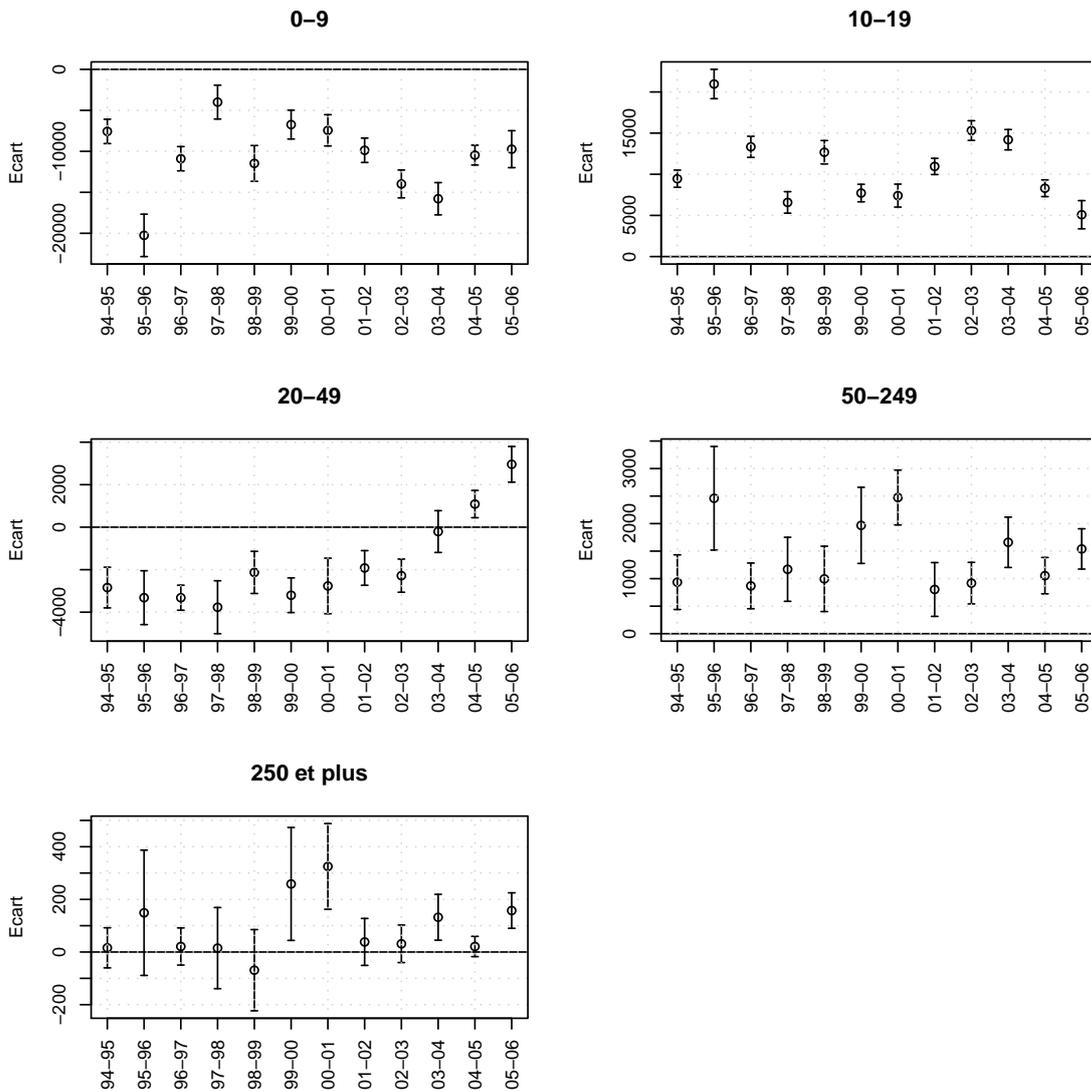
L'effet d'un lissage des seuils sur la proportion d'entreprises entre 20 et 49 salariés constitue néanmoins une exception : il est négatif entre 1994-1995 et 2002-2003, puis s'annule, et devient finalement positif avec la transition 2005-2006. L'effet du seuil de 50 salariés a donc dominé l'effet du seuil de 20 salariés sur la période 1994-2003 avant que la situation ne s'inverse.

### 6.2 Sensibilité aux probabilités corrigées

Notre calcul de l'effet des seuils est tributaire du choix du découpage en classes lors de la discrétisation de la variable d'effectif, et des colonnes corrigées dans la matrice de transition. Le second choix conditionne le premier car les colonnes à corriger doivent constituer des classes séparées. Le reste du découpage en classes, pour des effectifs élevés, est choisi en fonction de nos grandeurs d'intérêt : nous souhaitons pouvoir évaluer l'effet des seuils administratifs sur la proportion d'entreprises de plus de 100 salariés et de plus de 250 salariés. Nous considérons cet objectif comme prioritaire relativement à l'estimation de l'effet sur la taille moyenne, car notre méthodologie est plus adaptée à l'étude de la structure par taille qu'à l'étude de l'emploi total. Dès lors, un découpage en classes plus précis pour des effectifs élevés introduirait une perte de précision, d'autant plus que la proportion d'entreprises dans ces classes est très faible.

Le choix des colonnes à corriger est évidemment un point sensible : nous supposons que les seuils administratifs n'ont pas d'effet (ou un effet négligeable) sur la croissance des entreprises dont les effectifs ne correspondent pas à ces colonnes corrigées. Notre estimation de l'impact des seuils est donc susceptible d'être d'autant plus forte que le nombre de corrections est important. Toutefois, il serait contreproductif d'opérer un lissage des probabilités de croissance sur des entreprises pour lesquelles l'effet des seuils est négligeable : l'augmentation du nombre de classes d'effectif et des sources de bruit réduiraient la précision des estimations.

FIGURE 11 – Estimation des effets d'un lissage des seuils sur la distribution des entreprises à partir de différentes transitions annuelles



**Lecture :** Pour une population d'entreprise fixée à 2,5 millions, le modèle estimé sur la transition 1995-1996 prédit qu'un lissage des continuités administratives produirait à terme 20 000 entreprises de moins dans la catégorie des 0-9 salariés, 20 000 entreprises de plus dans la catégorie des 10-19 salariés, 3000 entreprises de moins dans la catégories des 20-49 et 2500 entreprises de plus dans la catégories des 50-249, etc. Les intervalles de confiance à 95 % sont représentés.

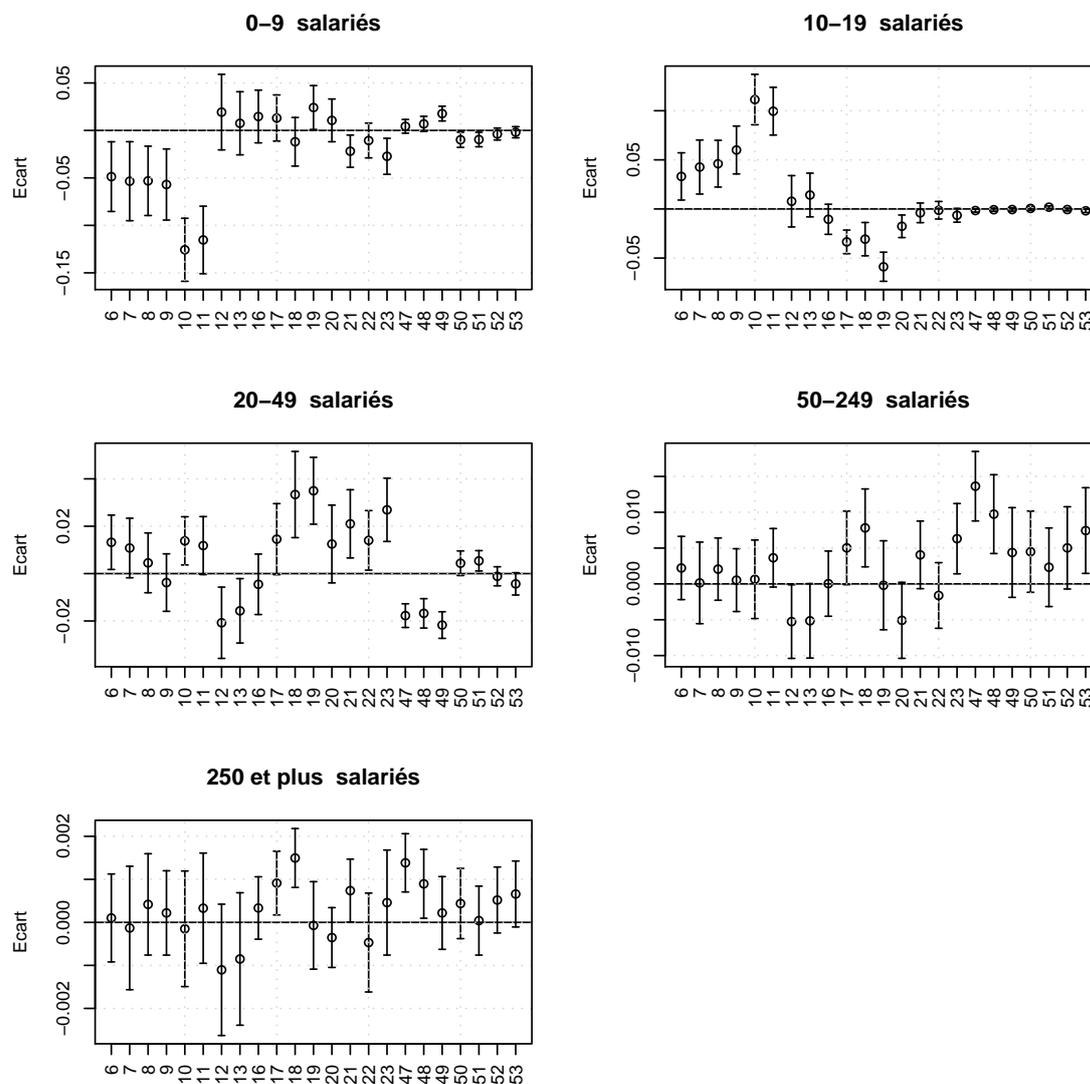
TABLEAU 11 – Sensibilité des résultats au choix des colonnes corrigées

Grandeur	Distribution stationnaire non corrigée		Correction des effets de seuils sur la distribution stationnaire	
	Résultat central	Résultat affiné	Résultat central	Résultat affiné
Part des 0-9 salariés (%)	91,88	91,72	-0,39	-0,44
Part des 10-19 salariés (%)	4,81	4,93	+0,20	+0,25
Part des 20-49 salariés (%)	2,35	2,39	+0,12	+0,12
Part des 50-249 salariés (%)	0,81	0,81	+0,06	+0,06
Part des >250 salariés (%)	0,16	0,16	+0,01	+0,00
Effectif moyen < 250 salariés	3,52	3,58	+0,05	+0,04
Effectif moyen	5,25	5,32	+0,12	+0,08

La figure 12 montre l'effet de chaque colonne corrigée sur les résultats en termes de répartition des entreprises en cinq grandes classes. On lit par exemple que la correction des colonnes correspondant aux effectifs 6 à 11 fait significativement baisser la proportion stationnaire d'entreprises dans la classe 0-9 salariés, et augmente significativement la proportion stationnaire dans la classe 10-19 salariés, ce qui est conforme aux effets attendus. La correction de certaines des colonnes les plus éloignées des seuils (colonnes correspondant aux effectifs de 6, 23, 47 et 53) a un impact significatif sur au moins l'une des cinq proportions. Il est donc possible que la correction de colonnes supplémentaires conduise à une meilleure estimation de l'impact des seuils.

Pour vérifier notre résultat, nous avons réalisé une nouvelle estimation de l'effet des seuils, en modifiant le découpage des classes de façon à pouvoir corriger les colonnes correspondant aux effectifs 4, 5, 14, 15, 24, 25, 44, 45, 46, 54 et 55. Le tableau 11 compare ce résultat affiné au résultat central déjà présenté. La correction de colonnes supplémentaires conduit à un impact estimé plus important sur les proportions d'entreprises dans les petites classes d'effectif, mais ne modifie pas l'effet sur les grandes classes d'effectif. L'estimation affinée donne même des effets d'ampleur inférieure sur la proportion d'entreprises de plus de 250 salariés et sur la taille moyenne des entreprises. Quoi qu'il en soit, les résultats affinés restent du même ordre de grandeur que notre résultat central.

FIGURE 12 – Effet des différentes colonnes corrigées sur la distribution stationnaire contre-factuelle



**Lecture :** Les abscisses correspondent aux effectifs d'origine pour lesquels nous corrigeons la matrice de transition. Les ordonnées donnent l'impact de ces corrections sur les proportions stationnaires, en %. Par exemple, on lit qu'en corrigeant les effets de seuil sur les entreprises ayant une taille initiale de 6 salariés, nous diminuons la part d'entreprises de 0-9 salariés de 0,05 points de pourcentages. Cet écart est significativement différent de 0 au seuil de 5 %.

## Conclusion

Cette étude montre les difficultés de mesure empirique de l'effet des seuils administratifs : selon les sources de données et les notions d'emploi utilisées, les discontinuités observables au niveau des seuils dans la distribution des entreprises et dans leur probabilité de croissance sont d'ampleur très variable. Comme l'avait montré Philippe Lagarde, l'effet des seuils apparaît fortement dans les données fiscales, mais nous montrons que ce n'est pas le cas dans les déclarations annuelles de données sociales. L'origine de cette différence n'est pas univoque : une interprétation en termes de sous-déclaration des effectifs conduirait à privilégier les données sociales, tandis qu'une interprétation en termes d'erreur d'évaluation des effectifs plaiderait en faveur des données fiscales. Nous ne tranchons pas cette question et choisissons d'estimer un majorant de l'effet des seuils en utilisant les données fiscales.

Nous proposons une méthode permettant de modéliser l'effet joint des seuils administratifs de 10, 20 et 50 salariés sur la distribution des entreprises par taille d'effectif. Contrairement à des méthodes de lissage de la distribution, elle autorise un effet des seuils sur la proportion d'entreprises atteignant des effectifs élevés. En effet, l'existence d'un frein à la croissance à un stade ponctuel du développement des entreprises peut pénaliser leur taille sur le long terme. Par ailleurs, notre méthode autorise des effets d'indivisibilité dans les embauches : un seuil à l'effectif  $s$  n'affecte pas seulement la probabilité de croissance des entreprises situées en  $s - 1$ , mais aussi celle des entreprises de taille inférieure.

Nous trouvons un impact significatif mais de faible ampleur : en l'absence de seuils, la proportion d'entreprises entre 0 et 9 salariés diminuerait de 0,39 point, tandis que la part des entreprises de taille supérieure augmenterait de 0,20 point entre 10 et 19 salariés, 0,12 point entre 20 et 49 salariés, 0,06 point entre 50 et 249 salariés et 0,01 point au-delà de 250 salariés. L'effet sur la taille moyenne des entreprises serait de l'ordre de +1,4 %. Ces chiffres sont à mettre au regard des écarts de distribution entre pays : d'après les données publiées par l'OCDE, la proportion d'entreprises de plus de 50 salariés parmi les 10-249 salariés atteint 18,1 % en Allemagne, contre 14,0 % en France et 10,0 % en Italie. Nous estimons que l'effet des seuils administratifs français sur cette proportion ne dépasse pas 0,3 point. L'origine des différences internationales est donc à rechercher ailleurs. Ce dernier résultat est robuste au choix d'une transition annuelle quelconque entre 1994 et 2006 et au découpage retenu pour la discrétisation de la variable d'effectif dans la mise en oeuvre de notre méthode d'estimation.

Une limite de notre étude réside dans le fait que notre estimation de l'effet des seuils sur la taille moyenne des entreprises ne permet pas de conclure en termes d'impact sur l'emploi marchand. En effet, notre méthode est fondée sur une comparaison des tailles à nombre d'entreprises constant. Or, les seuils peuvent contribuer à augmenter le nombre d'entreprises, car celles-ci sont incitées à s'organiser en réseau de petites entreprises plutôt qu'à en former une seule de grande taille. De nombreuses autres stratégies de contournement des seuils sont de nature à limiter l'effet des seuils sur l'emploi total, telles que l'externalisation par exemple. Enfin, l'estimation des effets sur l'emploi nécessiterait un bouclage par les salaires, car une hausse de la demande de travail n'entraîne pas une hausse équivalente de l'emploi. Tous ces éléments sont de nature à réduire considérablement l'effet d'un éventuel lissage des seuils sur l'emploi.

## Références

- AGHION, P., G. CETTE, COHEN, ET J. PISANI-FERRY (2007) : *Les leviers de la croissance française*. La Documentation Française.
- ATTALI, J. (2008) : “Rapport de la Commission pour la libération de la croissance française,” *Paris, XO Éditions, La Documentation française*.
- CAHUC, P., ET F. KRAMARZ (2004) : “De la précarité à la mobilité : vers une sécurité sociale professionnelle,” *La Documentation française*.
- CAMDESSUS, M. (2004) : “Le sursaut. Vers une nouvelle croissance pour la France,” .
- GARIBALDI, P., L. PACELLI, ET A. BORGARELLO (2003) : “Employment Protection Legislation and the Size of the Firms,” *IZA Discussion Paper Series*.
- LAGARDE, P. (2005a) : “Importance du seuil de 50 salariés pour la croissance des entreprises,” Document de Travail 18/G230/PL/CE, Direction des études et des synthèses économiques (DEEE-INSEE), Malakoff, France.
- (2005b) : “Importance, pour les entreprises, des seuils de 10 et de 50 salariés,” Document de Travail 14/G230/PL/CE, Direction des études et des synthèses économiques (DEEE-INSEE), Malakoff, France.
- SCHIVARDI, F., ET R. TORRINI (2008) : “Identifying the effects of firing restrictions through size-contingent differences in regulation,” *Labour Economics*, 15(3), 482–511.
- VAN ARK, B., ET E. MONNIKHOF (1996) : *Size distribution of output and employment : a data set for manufacturing industries in five OECD countries, 1960s-1990*. Organisation for Economic Co-operation and Development.

## A Seuils réglementaires portant sur l'effectif salarié en France en 2009

### A.1 Seuils relevant du droit social

Les obligations supplémentaires dépendant de l'effectif salarié des entreprises sont les suivantes :

#### À partir de dix salariés :

- versement mensuel des cotisations de sécurité sociale, au lieu d'un versement trimestriel (selon effectif au dernier jour du trimestre précédent) ;
- obligation de versement de transport dans les zones géographiques soumises (article L. 2333-64 du Code général des collectivités territoriales) ;
- prise en charge partielle de la formation économique, sociale et syndicale ;
- hausse du taux de cotisation pour la formation professionnelle continue de 0,55 % à 1,05 % (seuil dépassé en moyenne sur 12 mois).

#### À partir de onze salariés :

- versement d'une indemnité minimale de 6 mois de salaires en cas de licenciement sans cause réelle ou sérieuse ;
- obligation d'organiser l'élection du délégué du personnel, sans obligation de résultat (seuil dépassé pendant 12 mois consécutif au cours des trois dernières années). Le délégué dispose d'un crédit de 10h par mois pour ses activités de représentation.

#### À partir de vingt salariés :

- cotisation au Fond National d'Aide au Logement (effectif au 31 décembre) ;
- obligation d'avoir un règlement intérieur ;
- obligation de travail des handicapés (effectif au 31 décembre de l'année précédente, délai de 3 ans après le franchissement du seuil) ;
- participation à la construction : 0,45 % du montant des rémunérations versés au cours de l'exercice écoulé ;
- hausse du taux de cotisation pour la formation professionnelle continue de 1,05 % à 1,60 % (seuil dépassé en moyenne sur 12 mois) ;
- repos compensateur obligatoire de 50 % pour les heures supplémentaires effectuées au-delà de 41 heures par semaine et de 100 % (au lieu de 50 %) pour les heures effectuées au-delà du contingent.

#### À partir de vingt-cinq salariés :

- obligation de réfectoire si demandé par 25 salariés ;
- collèges électoraux distincts pour l'élection des délégués du personnel. Augmentation du nombre de délégués à partir de 26 salariés.

#### À partir de cinquante salariés :

- possibilité de désignation d'un délégué syndical (seuil dépassé pendant 12 mois consécutif au cours des trois dernières années) ;
- obligation de mettre en place un comité d'hygiène, de sécurité et des conditions de travail (CHSCT) et de former ses membres (seuil dépassé pendant 12 mois au cours des trois dernières années) ;
- obligation de mettre en place un comité d'entreprise avec réunion au moins tous les deux mois (seuil dépassé pendant 12 mois au cours des trois dernières années) ;
- affichage de consignes d'incendie dans les établissements où sont réunis plus de 50 salariés ;

- obligation de mise en place d’une participation aux résultats (seuil dépassé pendant six mois au cours de l’exercice comptable, délai d’un an après la fin de l’exercice pour conclure un accord) ;
- obligation de recourir à un plan social en cas de licenciement économique concernant 9 salariés et plus. Au-delà de 50 salariés, le nombre de représentants du personnel augmente régulièrement, mais on n’observe plus de seuil significatif jusqu’à 150 salariés (réunion mensuelle du comité d’entreprise).

## **A.2 Seuils relevant des règles comptables**

Les obligations supplémentaires dépendant de l’effectif salarié des entreprises, mais aussi de seuils portant sur le chiffre d’affaires et le total du bilan, sont les suivantes :

### **À partir de dix salariés :**

- perte de la possibilité d’une présentation simplifiée du bilan et du compte de résultat (également si le CA excède 534 000 euros ou si le total du bilan excède 267 000 euros, règle applicable en cas de dépassement du seuil deux années consécutives).

### **À partir de cinquante salariés :**

- perte de la possibilité d’une présentation simplifiée de l’annexe 2 des comptes (également si le total du bilan excède 2 millions d’euros ou si le CA excède 4 millions d’euros) ;
- obligation pour les SARL, les SNC, les sociétés en commandite simple et les personnes morales de droit privé de désigner un commissaire aux comptes (également si le total du bilan excède 1,55 million d’euros ou si le CA est supérieur à 3,1 millions d’euros, règle applicable dès l’exercice en cours).

## **B Définition de l’effectif salarié précisée à l’article L. 620-10 du Code du travail ou dans certaines notices déclaratives<sup>25</sup> notamment)**

« Les modalités de prise en compte des salariés pour déterminer l’effectif sont définies comme suit. Les salariés sous contrat à durée indéterminée employés à temps complet, les salariés à domicile et les représentants de commerce à cartes multiples sont comptés pour une unité chacun. Les salariés titulaires d’un contrat à durée déterminée, les salariés titulaires d’un contrat de travail intermittent, les travailleurs mis à la disposition de l’entreprise par une entreprise extérieure, y compris les travailleurs temporaires, sont pris en compte dans l’effectif de l’entreprise au prorata de leur temps de présence au cours des douze mois précédents.

Toutefois, les salariés titulaires d’un contrat à durée déterminée, d’un contrat de travail temporaire ou mis à disposition par une entreprise extérieure sont exclus du décompte de l’effectif lorsqu’ils remplacent un salarié absent ou dont le contrat de travail est suspendu, notamment du fait d’un congé pris en application des articles L. 122-26 ou L. 122-28-1. Les salariés employés à temps partiel (ou à temps incomplet) sont retenus au prorata du temps de travail prévu par le contrat de travail par rapport au temps normal de travail (durée légale ou durée normale dans l’établissement ou dans l’atelier si celle-ci est

<sup>25</sup>. La déclaration n°2483 permet à la DGFIP de déterminer la participation des employeurs à la formation professionnelle continue. Celle-ci varie aux seuils de 10 et 50 salariés.

inférieure à la durée légale). Les salariés intermittents du spectacle employés par des entreprises relevant de l'AFDAS ne sont pas à prendre en compte. Pour la détermination du seuil d'effectif, il convient également d'exclure les titulaires de contrats d'apprentissage, de professionnalisation, d'insertion en alternance, initiative-emploi, emploi-solidarité, emploi-consolidé, d'accompagnement dans l'emploi (CAE), insertion revenu minimum d'activité (CIRMA), d'avenir. »

## C Impact d'un biais de déclaration sur les probabilités de croissance

Nous cherchons ici à montrer par une modélisation rudimentaire qu'une sous-déclaration de l'effectif peut suffire à expliquer les effets de seuil visibles dans les données fiscales, à la fois sur le stock d'entreprises et sur les probabilités de croissance. Plaçons-nous dans un monde où les seuils n'auraient aucun impact sur l'embauche des entreprises. Nous faisons l'approximation d'une distribution des entreprises plate autour du seuil de 50 salariés. On normalise à 1 le nombre d'entreprises ayant 49 salariés (qui est égal au nombre d'entreprise ayant 50 salariés). On note  $q$  la proportion d'entreprises prêtes à sous-déclarer leur effectif : celles-ci ne déclarent que 49 salariés dès lors qu'elles en ont en réalité 50. Au-delà, elles considèrent la sous-déclaration comme trop importante et déclarent leur véritable effectif. Les autres entreprises déclarent toujours leur véritable effectif.

**Étude du stock** Les entreprises ayant 49 salariés déclarent toutes 49 salariés. Au sein des entreprises ayant 50 salariés,  $q$  entreprises déclarent 49 salariés et  $(1-q)$  entreprises déclarent 50 salariés. Dans les données déclarées, on observe donc  $(1+q)$  entreprises de 49 salariés et  $(1-q)$  entreprises de 50 salariés. Dans les données des liasses fiscales, on observe 1 515 entreprises de 50 salariés et 578 entreprises de 49 salariés. En notant  $\alpha$  le coefficient de proportionnalité des effectifs, on a le système :

$$\begin{cases} 1515 = \alpha(1 + q) \\ 578 = \alpha(1 - q) \end{cases}$$

ce qui donne  $q = 45 \%$

**Étude de la probabilité de croissance** On note  $p$  la " vraie " probabilité de croissance des entreprises, supposée uniforme autour du seuil de 50 salariés, et indépendante du fait de sous-déclarer. On suppose que les entreprises en croissance ne progressent que d'un salarié à la fois. Les entreprises ayant déclaré 50 salariés ou plus ont toutes déclaré leur véritable effectif. Leur probabilité de déclarer un effectif supérieur l'année suivante est égale à  $p$ . Au sein des entreprises ayant déclaré 49 salariés, les populations sont différenciées :

- Une masse d'une entreprise a effectivement 49 salariés, dont une proportion  $q$  de sous-déclarantes potentielles. L'année suivante, une proportion  $(1-p)$  sera toujours dans la même situation et déclarera 49 salariés. Une proportion  $p$  aura 50 salariés, au sein de laquelle la proportion  $q$  de sous-déclarantes déclarera encore 49 salariés, et la proportion  $(1-q)$  déclarera son véritable effectif.
- $q$  entreprises ont en réalité 50 salariés, et sont des sous-déclarantes. L'année suivante, une proportion  $(1-p)$  sera toujours dans la même situation et déclarera encore 49 salariés. Une proportion  $p$  aura atteint 51 salariés, et cessera de sous-déclarer.

Au total, parmi les  $(1+q)$  entreprises déclarant 49 salariés,  $p(1 - q) + qp = p$  déclareront une augmentation d'effectif. La probabilité de croissance apparente pour les entreprises de

49 salariés est donc de :

$$\frac{p}{1+q} < q$$

Dans les données des liasses fiscales, on observe  $p \approx 43$  % (en moyenne pour un effectif initial de 50 ou 51) et  $\frac{p}{1+q} \approx 28$  %, ce qui donne  $q \approx 53$  %. Cette estimation de  $q$  est du même ordre de grandeur que celle réalisée sur le stock : autour de 50 %. Bien que très simple, cette modélisation montre que dans un monde sans aucun effet de seuil, une sous-déclaration de l'effectif peut expliquer non seulement une discontinuité dans la distribution des entreprises mais aussi dans les probabilités de croissance apparentes.

## D Démonstration de l'écriture du modèle sous forme logistique

Nous affirmons que le modèle (3) peut se réécrire sans perte de généralité sous la forme du modèle logistique (4). Il nous faut seulement supposer que les probabilités  $\mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_k^e | L_{i,t-1})$  et  $p_k^e(L_{i,t-1})$  sont strictement positives, pour tout  $k \in [1, K]$  et pour tout  $L_{i,t-1} \in \mathbb{N}$ .

Nous partons du modèle multinomial :

$$\forall k \in [1, K], \mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_k^e | L_{i,t-1}) = p_k^e(L_{i,t-1}) + \delta_k^e \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)},$$

et nous posons :

$$\begin{cases} \varphi_k^e(L_{i,t-1}) &= \ln(p_k^e(L_{i,t-1})); \\ \beta_k^e &= \ln\left(1 + \frac{\delta_k^e}{p_k^e(e)}\right). \end{cases}$$

Il vient alors :

$$\begin{aligned} \forall k \in [1, K], \mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_k^e | L_{i,t-1}) &= p_k^e(L_{i,t-1}) \left(1 + \frac{\delta_k^e}{p_k^e(e)} \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)}\right) \\ &= \exp(\varphi_k^e(L_{i,t-1})) \cdot \exp(\beta_k^e \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)}) \\ &= \exp\left\{\varphi_k^e(L_{i,t-1}) + \beta_k^e \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)}\right\}. \end{aligned}$$

Les contraintes sur le modèle multinomial s'écrivent :

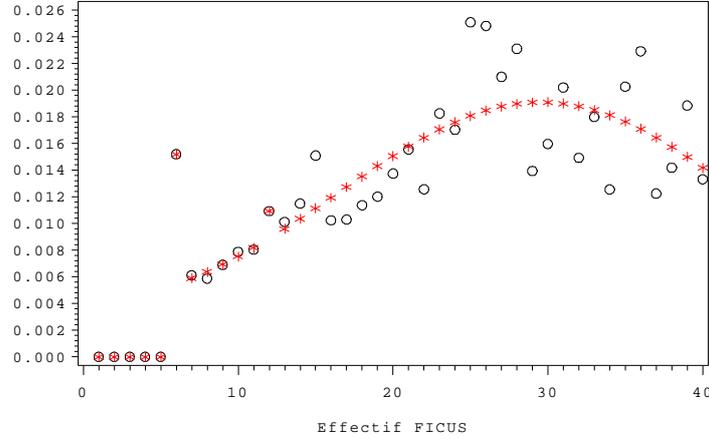
$$\begin{cases} \sum_{k=1}^{K+1} p_k^e(L_{t-1}) = 1 &, \forall L_{t-1} \in \mathbb{N}; \\ \sum_{k=1}^{K+1} \delta_k^e = 0. \end{cases}$$

Elles permettent d'imposer que  $\sum_{k=1}^{K+1} \mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_k^e | L_{i,t-1}) = 1$ ,  $\forall L_{i,t-1} \in \mathbb{N}$ . Pour imposer cette restriction au modèle logistique, il suffit de diviser chaque probabilité par la somme des probabilités :

$$\forall k \in [1, K], \mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_k^e | L_{i,t-1}) = \frac{\exp\left(\varphi_k^e(L_{i,t-1}) + \beta_k^e \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)}\right)}{\sum_{m=1}^{K+1} \exp\left(\varphi_m^e(L_{i,t-1}) + \beta_m^e \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)}\right)}.$$

Toutefois le modèle n'est pas identifiable tel qu'écrit ci-dessus. Il nous faut encore imposer  $\varphi_1^e(L_{i,t-1}) = 0$  et  $\beta_1^e = 0$ , ce qui revient à prendre la première modalité comme référence. On retrouve ainsi la formule (4).

FIGURE 13 – Probabilité de perdre exactement six salariés entre 2005 et 2006 en fonction de la taille en 2005



○ : fréquences empiriques.

\* : probabilités prédites par le modèle de correction de l'effectif initial 12.

En particulier, on peut remarquer que le rapport entre les probabilités associées à deux modalités  $k$  et  $l$  s'écrit :

$$\frac{\mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_k^e | L_{i,t-1})}{\mathbb{P}(\Delta L_{i,t} \in D_l^e | L_{i,t-1})} = e^{\varphi_k^e(L_{i,t-1}) - \varphi_l^e(L_{i,t-1})} \left( 1 + e^{\beta_k^e - \beta_l^e} \cdot \mathbb{1}_{(L_{i,t-1}=e)} \right),$$

de sorte que l'effet des seuils sur les probabilités relatives des entreprises dont l'effectif d'origine est égal à  $e$  n'est pas contraint (comparer les formules avec et sans indicatrice).

## E Prise en compte des restrictions liées à l'impossibilité d'effectifs négatifs

Le modèle (4) suppose que  $p_k^e(L_{t-1}) \neq 0, \forall L_{t-1} \in \mathbb{N}, \forall k \in [1, K + 1]$ . Cette propriété n'est pas vérifiée lorsque  $L_{t-1} < e - \text{binf}_2$  : un recul d'effectif de classe  $D_1^e$  impliquerait alors un effectif final  $L_t$  strictement négatif. De plus, on constate que la continuité des fonctions  $p_k^e(L_{t-1})$  est rompue lorsque  $\Delta L_t \in D_k^e \Leftrightarrow L_t = 0$  : la probabilité de passer à un effectif nul est élevée par rapport aux probabilités de passer à des effectifs de 1, 2 ou 3. Par exemple, la probabilité de perdre 6 salariés est mécaniquement nulle pour les entreprises ayant strictement moins de 6 salariés, et particulièrement élevée pour les entreprises de 6 salariés par rapport aux entreprises de 7 ou 8 salariés (figure 13).

Ces perturbations des fonctions  $p_k^e$  doivent être prises en compte dans le modèle afin de ne pas perturber l'estimation des  $p_k^e(L_{t-1} = e)$  du fait de la relative rigidité des fonctions utilisées. Nous introduisons donc dans le modèle (4) des indicatrices supplémentaires, spécifiques à la fois en termes d'effectif initial et de modalité, afin de faire tendre vers zéro les probabilités des cas impossibles et d'ajuster les probabilités des premiers reculs possibles. Pour  $k < l$ , on a  $(\Delta L_t \in D_k^e) \Rightarrow (\Delta L_t < \text{binf}_{k+1} - e)$ . Par ailleurs,  $(L_{t+1} \geq 0) \Rightarrow (\Delta L_t \geq -L_{t-1})$ . L'appartenance à la classe  $D_k^e$  n'est donc possible que si  $L_{t-1} > e - \text{binf}_{k+1}$ .

L'équation (5) se réécrit donc :

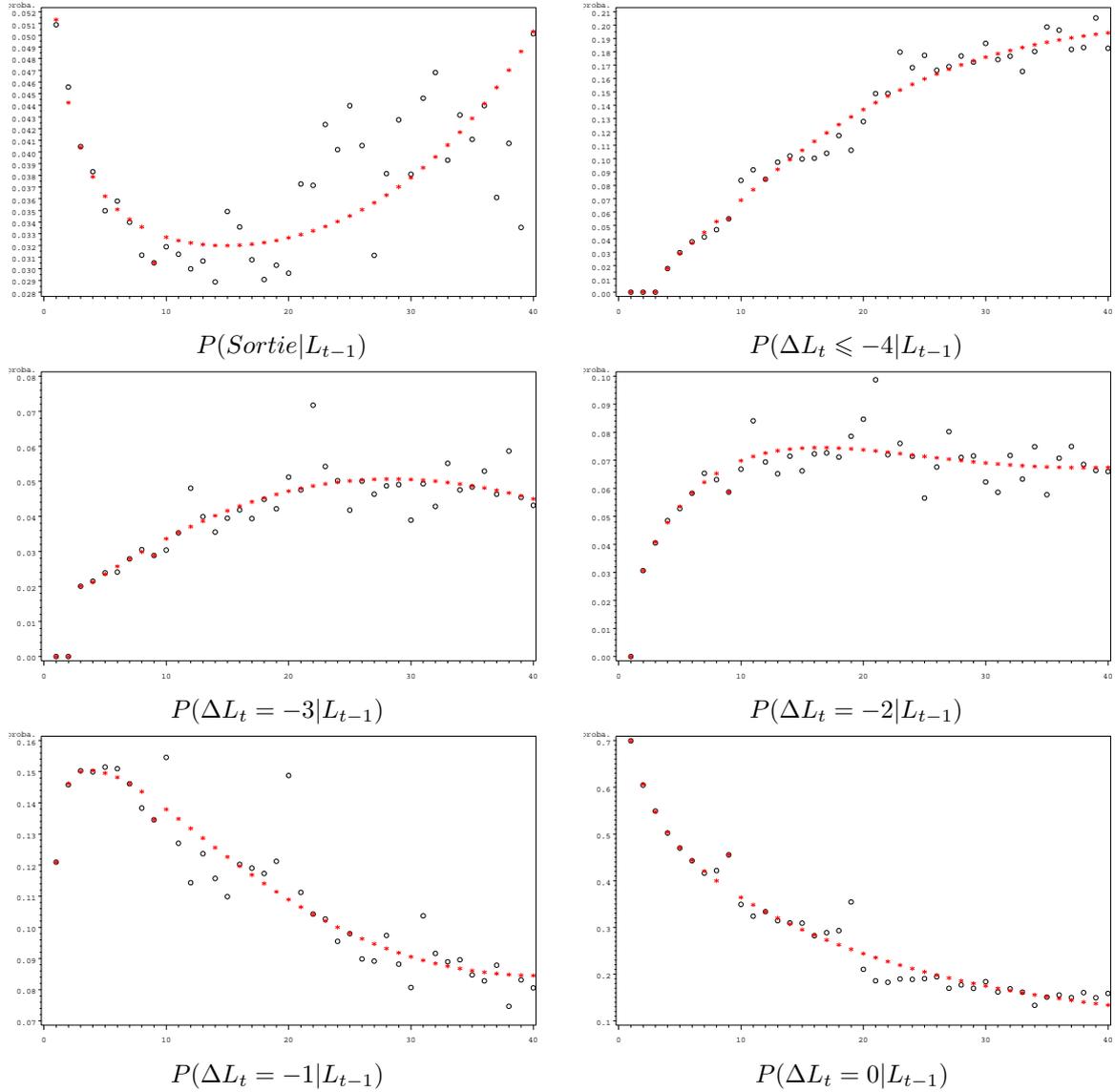
$$\forall k \in [2, K + 1],$$

$$\begin{aligned} \varphi_k^e(L_{i,t-1}) &= \underbrace{\alpha_{1,k}^e + \alpha_{2,k}^e \log(L_{i,t-1}) + \sum_{h=1}^2 \alpha_{h+2,k}^e L_{i,t-1}^h}_{\text{fonction continue de } L_{t-1}} \\ &+ \underbrace{\alpha_{5,k}^e \mathbb{I}_{(k < l)} \mathbb{I}_{(l_{inf}^e \leq e - \text{binf}_{k+1})} \mathbb{I}_{(L_{i,t-1} \leq e - \text{binf}_{k+1})}}_{\text{indic. impossibilité d'un recul de classe k}} \\ &+ \underbrace{\alpha_{6,k}^e \mathbb{I}_{(k < l)} \mathbb{I}_{(l_{inf}^e \leq e - \text{binf}_{k+1} + 1)} \mathbb{I}_{(L_{i,t-1} = e - \text{binf}_{k+1} + 1)}}_{\text{indic. premier effectif à pouvoir réaliser un recul de classe k}} . \end{aligned} \quad (9)$$

Le calcul des effets de seuil (formule (6)), reste pour sa part inchangé car les indicatrices supplémentaires sont toujours nulles pour l'effectif à corriger  $e$ .

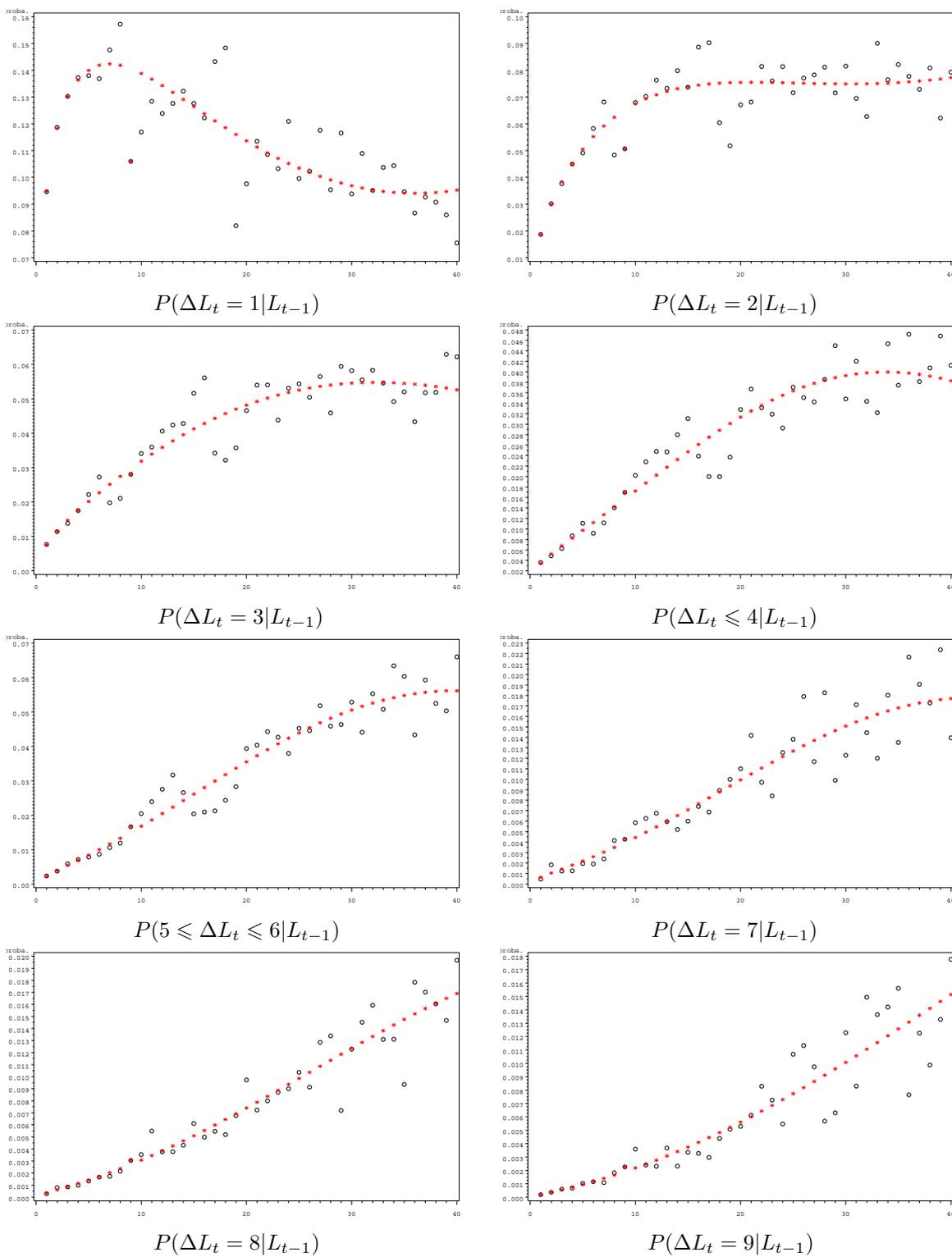
## F Qualité de l'ajustement du modèle pour la colonne 9

FIGURE 14 – Probabilités de transition estimées



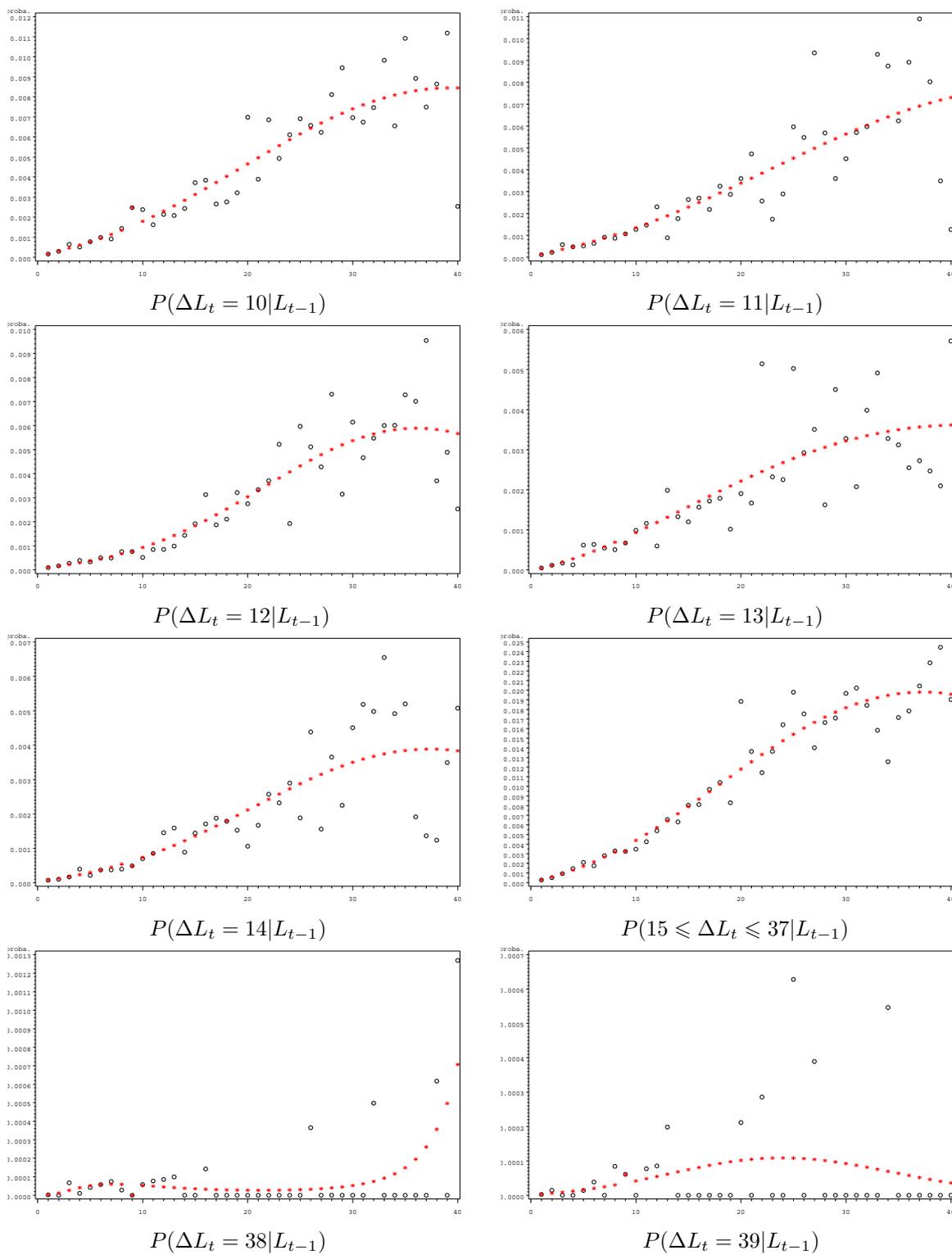
○ : fréquences empiriques. \* : probabilités prédites par le modèle.

FIGURE 15 – Probabilités de transition estimées



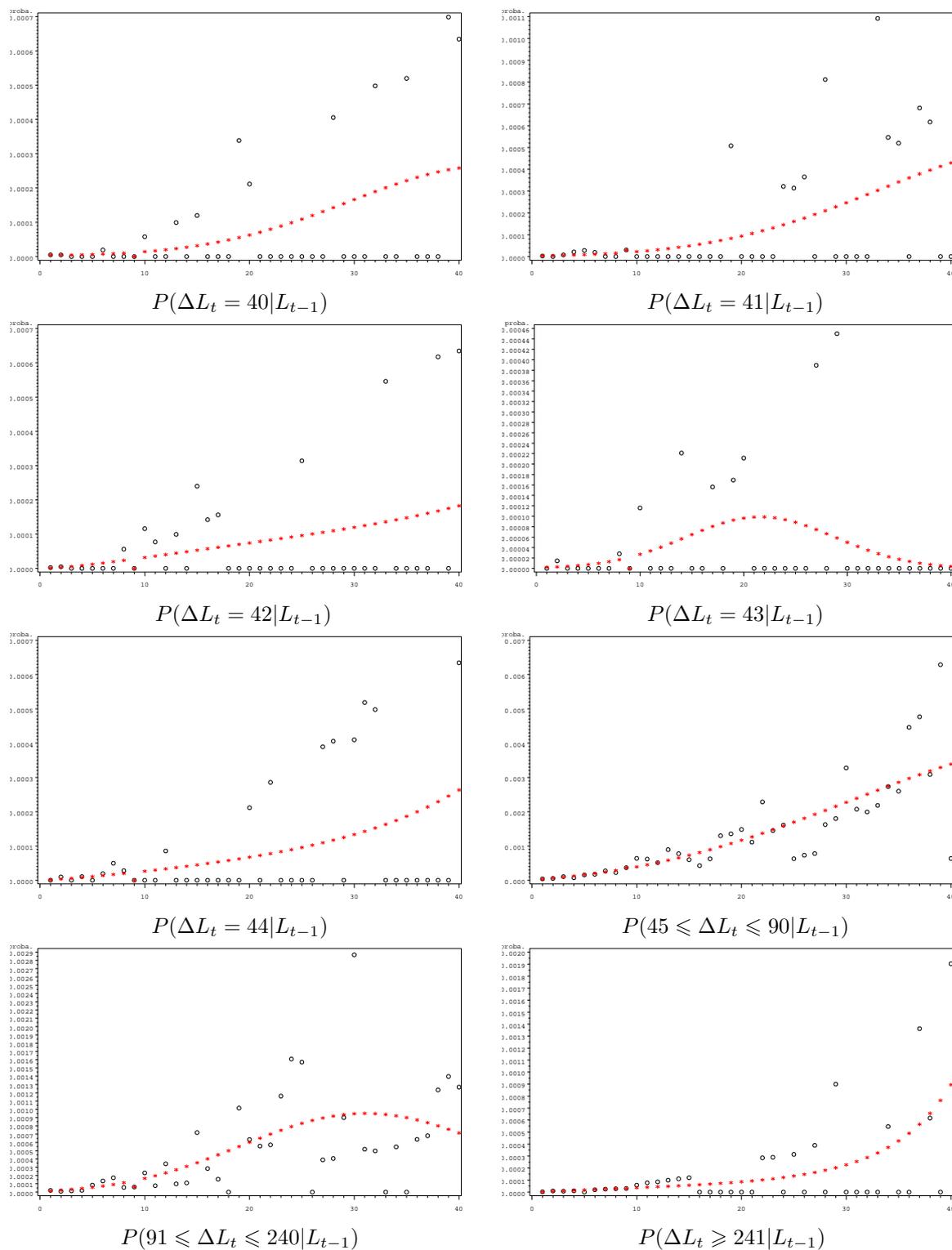
○ : fréquences empiriques. \* : probabilités prédites par le modèle.

FIGURE 16 – Probabilités de transition estimées



○ : fréquences empiriques. \* : probabilités prédites par le modèle.

FIGURE 17 – Probabilités de transition estimées



○ : fréquences empiriques. \* : probabilités prédites par le modèle.

## Table des figures

1	Distributions autour du seuil de 10 salariés . . . . .	9
2	Distributions autour du seuil de 20 salariés . . . . .	11
3	Distributions autour du seuil de 50 salariés . . . . .	12
4	Probabilité de croître en fonction de la taille de l'entreprise . . . . .	13
5	Écart entre les données fiscales et les données des DADS à proximité des seuils réglementaires, année 2006 . . . . .	16
6	Proportion d'acteurs indépendants organisés en groupe selon leur effectif . . . . .	19
7	Probabilités de croissance dans le monde réel et dans différents mondes contrefactuels . . . . .	21
8	Distribution des entreprises par taille à proximité des seuils . . . . .	30
9	Probabilités de transition estimées . . . . .	32
10	Distribution des entreprises par taille à proximité des seuils . . . . .	37
11	Estimation des effets d'un lissage des seuils sur la distribution des entreprises à partir de différentes transitions annuelles . . . . .	39
12	Effet des différentes colonnes corrigées sur la distribution stationnaire contre-factuelle . . . . .	41
13	Probabilité de perdre exactement six salariés entre 2005 et 2006 en fonction de la taille en 2005 . . . . .	48
14	Probabilités de transition estimées . . . . .	50
15	Probabilités de transition estimées . . . . .	51
16	Probabilités de transition estimées . . . . .	52
17	Probabilités de transition estimées . . . . .	53

## Liste des tableaux

1	Taux de couverture des sources sur les entreprises actives au premier janvier 2006 (en %) . . . . .	7
2	Ampleur des ruptures dans la distribution des effectifs autour des seuils de 10, 20 et 50 salariés . . . . .	10
3	Proportion d'entreprises ayant augmenté leur effectif entre 2005 et 2006 (en %) . . . . .	10
4	Matrice de transition . . . . .	25
5	Matrice de transition avec entrées-sorties . . . . .	27
6	Classes d'effectif . . . . .	28
7	Distribution empirique et distribution stationnaire . . . . .	29
8	Correction de la matrice de transition . . . . .	35
9	Comparaison des distributions stationnaires avec et sans effets de seuil . . . . .	36
10	Taille moyenne des entreprises . . . . .	36
11	Sensibilité des résultats au choix des colonnes corrigées . . . . .	40

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n°122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS <b>NON PARU</b>	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997

G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

G2001/01	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France : a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages