

# ÉTUDE DE L'IMPACT DU CARACTÈRE DÉSORMAIS OBLIGATOIRE DES ENQUÊTES DE CONJONCTURE DANS L'INDUSTRIE<sup>1</sup>

*José Bardaji(\*), Olivier Biau(\*\*), Vincent Bonnefoy(\*\*\*), Jean-Baptiste Pinault (\*\*\*\*)*

*(\*) DGTPE*

*(\*\*) DG-ECFIN*

*(\*\*\*) Drees*

*(\*\*\*\*) Insee, Département de la Conjoncture*

## Introduction

La réalisation d'une enquête suppose l'établissement de règles de collecte portant sur le mode d'interrogation, le type de questionnement, l'outil de collecte,... Ces choix ne sont pas sans influence sur les réponses des unités enquêtées. Verger (2002) montre par exemple que le mode d'interrogation, le choix de l'interlocuteur, l'ordre dans lequel se présentent les items, etc. ont une influence sur la réponse. Irvine (1984) a construit un échantillon spécifique (le Methods Test Panel - MTP) permettant de mesurer l'incidence de plusieurs méthodologies de l'enquête Current Population Survey. Il montre, par exemple, que les interrogations téléphoniques conduisent à un taux de chômage mesuré plus élevé que les interrogations en face-à-face.

Il apparaît donc nécessaire de vérifier si le caractère obligatoire octroyé en janvier 2004 à un grand nombre d'enquêtes de conjoncture a pu engendrer des modifications dans le comportement de réponse des chefs d'entreprise. L'objet de cette étude est d'évaluer l'impact de l'obligation sur les réponses des entrepreneurs industriels. Depuis janvier 2004, les enquêtes mensuelle de conjoncture dans l'industrie (Activité) et trimestrielle sur les investissements dans l'industrie (Investissement) disposent du visa les rendant obligatoires, ce qui n'est pas le cas de l'enquête semestrielle sur la situation de trésorerie dans l'industrie (Trésorerie). Suite à une recommandation du comité du Label, Bonnefoy (2005) et Ferrari (2004) ont montré un accroissement du taux de réponse pour les enquêtes Activité et Investissement depuis l'obtention du caractère obligatoire ainsi que l'absence d'évolution notable depuis cette date du pourcentage de réponses « stable ».

L'absence du caractère obligatoire pour l'enquête Trésorerie constitue un élément essentiel dans le cadre de cette étude, car elle permet de disposer d'un groupe de contrôle, étant donné la proximité des trois échantillons. Cette étude propose de quantifier, tant d'un point de vue agrégé que d'un point de vue microéconomique, l'impact du caractère désormais obligatoire de certaines enquêtes de conjoncture sur l'évolution du comportement de réponse des chefs d'entreprise.

---

<sup>1</sup> Cette étude ne reflète pas la position de la DGTPE, de la DG-ECFIN, de la Drees et de l'INSEE et n'engage que leurs auteurs.

## **1. Impact du caractère obligatoire sur le taux de réponse aux enquêtes de conjoncture dans l'industrie :**

L'enquête mensuelle de conjoncture dans l'industrie (Activité) et l'enquête trimestrielle sur les Investissements dans l'industrie (Investissement) sont devenues obligatoires à partir du 1er janvier 2004. En revanche, le caractère obligatoire n'a pas été demandé à l'enquête semestrielle sur la situation de trésorerie dans l'industrie (Trésorerie).

En retenant une méthodologie commune pour les trois enquêtes, l'impact de l'obligation est d'abord étudié à court terme, en distinguant d'une part les entreprises interrogées au cours des dernières occurrences des enquêtes en 2003, avant le passage à l'obligation (pour l'enquête Activité : octobre, novembre et décembre ; pour l'enquête Investissement : juillet et octobre ; pour l'enquête Trésorerie : juin et décembre) et d'autre part les entreprises interrogées au cours des premières occurrences des enquêtes de 2004, après le passage à l'obligation (pour l'enquête Activité : janvier, février et mars ; pour l'enquête Investissement : janvier et avril ; pour l'enquête Trésorerie : juin et décembre). Les échantillons sont cylindrés afin de supprimer les éventuels biais provenant du renouvellement annuel des échantillons. En outre, en travaillant sur plusieurs dates d'enquêtes, nous éliminons une éventuelle saisonnalité du taux de réponse : par exemple pour l'enquête Investissement, les questionnaires d'avril et d'octobre comprennent environ deux fois plus de questions que les questionnaires de janvier et de juillet.

Dans un deuxième temps, l'impact sur une période plus longue est également étudié, à partir d'échantillons cylindrés de 2001 à 2006 (66 enquêtes mensuelles pour Activité, 18 enquêtes trimestrielles pour Investissement et 12 enquêtes semestrielles pour Trésorerie).

### **1.1. À très court terme, augmentation significative de 2 à 3 points du taux de réponse pour les deux enquêtes devenues obligatoires**

Nous travaillons sur les sous-échantillons cylindrés des entreprises interrogées aux toutes dernières occurrences des enquêtes de 2003 et aux toutes premières de 2004. Le tableau 1 donne la taille de l'échantillon ainsi que le comportement avant et après le passage à l'obligation pour chacune des enquêtes.

Quelle que soit l'enquête, le pourcentage d'entreprises répondant à toutes les occurrences est très élevé (supérieur à 80 %). Ce fort taux de réponse traduit une politique de relance menée systématiquement auprès des entreprises non répondantes.

Pour l'enquête Activité (cf. tableau 1-Activité), sur les 373 entreprises qui n'avaient pas répondu du tout à l'enquête par le passé, la moitié répond au moins une fois après le passage à l'obligation. Parmi les 295 entreprises qui avaient répondu deux fois sur les trois dernières enquêtes avant l'obligation, la moitié répond à toutes les occurrences après 2004.

Pour l'enquête Investissement (cf. tableau 1-Investissement), l'amélioration du comportement de réponse est également perceptible. Sur les 693 entreprises qui n'avaient pas répondu à l'enquête en 2003, près de la moitié (49,6 %) répondent au moins une fois après le passage à l'obligation. Parmi les 515 entreprises qui n'avaient répondu qu'une fois avant l'obligation, 44,1 % répondent aux deux premières occurrences après 2004.

En revanche, pour l'enquête Trésorerie (cf. tableau 1-Trésorerie), parmi les 477 entreprises qui n'avaient pas répondu aux deux dernières enquêtes de 2003, une majorité d'entre elles continue (62,5 %) à ne pas répondre en 2004.

**Tableau 1 :**  
comportement de réponse à court terme avant et après le passage au statut obligatoire

Activité	Après \ Avant	Aucune	Une	Deux	Trois	Ensemble
	Aucune		49,6 %	24,6 %	10,9 %	1,5 %
Une		18,2 %	25,7 %	13,2 %	2,0 %	<b>194</b>
Deux		14,5 %	21,3 %	26,1 %	8,0 %	<b>326</b>
Trois		17,7 %	28,4 %	49,8 %	88,5 %	<b>1996</b>
<b>Ensemble</b>		<b>373</b>	<b>183</b>	<b>295</b>	<b>1956</b>	<b>2807</b>

Investissement	Après \ Avant	Aucune	Une	Deux	Ensemble
	Aucune		50,4 %	23,7 %	3,2 %
Une		27,5 %	32,2 %	13,0 %	<b>632</b>
Deux		22,1 %	44,1 %	83,8 %	<b>2155</b>
<b>Ensemble</b>		<b>693</b>	<b>515</b>	<b>2119</b>	<b>3327</b>

Trésorerie	Après \ Avant	Aucune	Une	Deux	Ensemble
	Aucune		62,5 %	29,1 %	4,4 %
Une		21,0 %	29,4 %	9,8 %	<b>413</b>
Deux		16,5 %	41,5 %	85,8 %	<b>1950</b>
<b>Ensemble</b>		<b>477</b>	<b>402</b>	<b>1986</b>	<b>2865</b>

À court terme, la différence des taux de réponse avant et après le passage à l'obligation est significative pour les enquêtes Activité et Investissement tandis qu'elle ne l'est pas pour l'enquête Trésorerie (cf. tableau 2). En effet, l'égalité entre le taux de réponse moyen avant et après le passage à l'obligation est clairement rejetée dans le cas des deux enquêtes devenues obligatoires, la hausse de 2 à 3 points est significative au seuil de 5 %. Cette hausse du taux de réponse ne semble toutefois pas introduire un biais dans les nouvelles réponses recueillies (cf. encadré 1). Pour l'enquête Trésorerie, la baisse d'un point du taux de réponse moyen n'est quant à elle pas significative.

**Tableau 2 :**  
Évolution à court terme du taux de réponse avant et après le passage à l'obligation

	<i>Activité</i>	<i>Investissement</i>	<i>Trésorerie</i>
<b>Avant le passage à l'obligation</b>	78,9 %	71,4 %	76,4 %
<b>Après le passage à l'obligation</b>	81,2 %	74,3 %	75,3 %
<b>Différence</b>	+2,3 %	+2,9 %	-1,1 %
<b>Test d'égalité des moyennes</b>	<b>Rejeté</b> (p-value = 0,0002)	<b>Rejeté</b> (p-value = 0,0002)	<b>Accepté</b> (p-value = 0,1834)

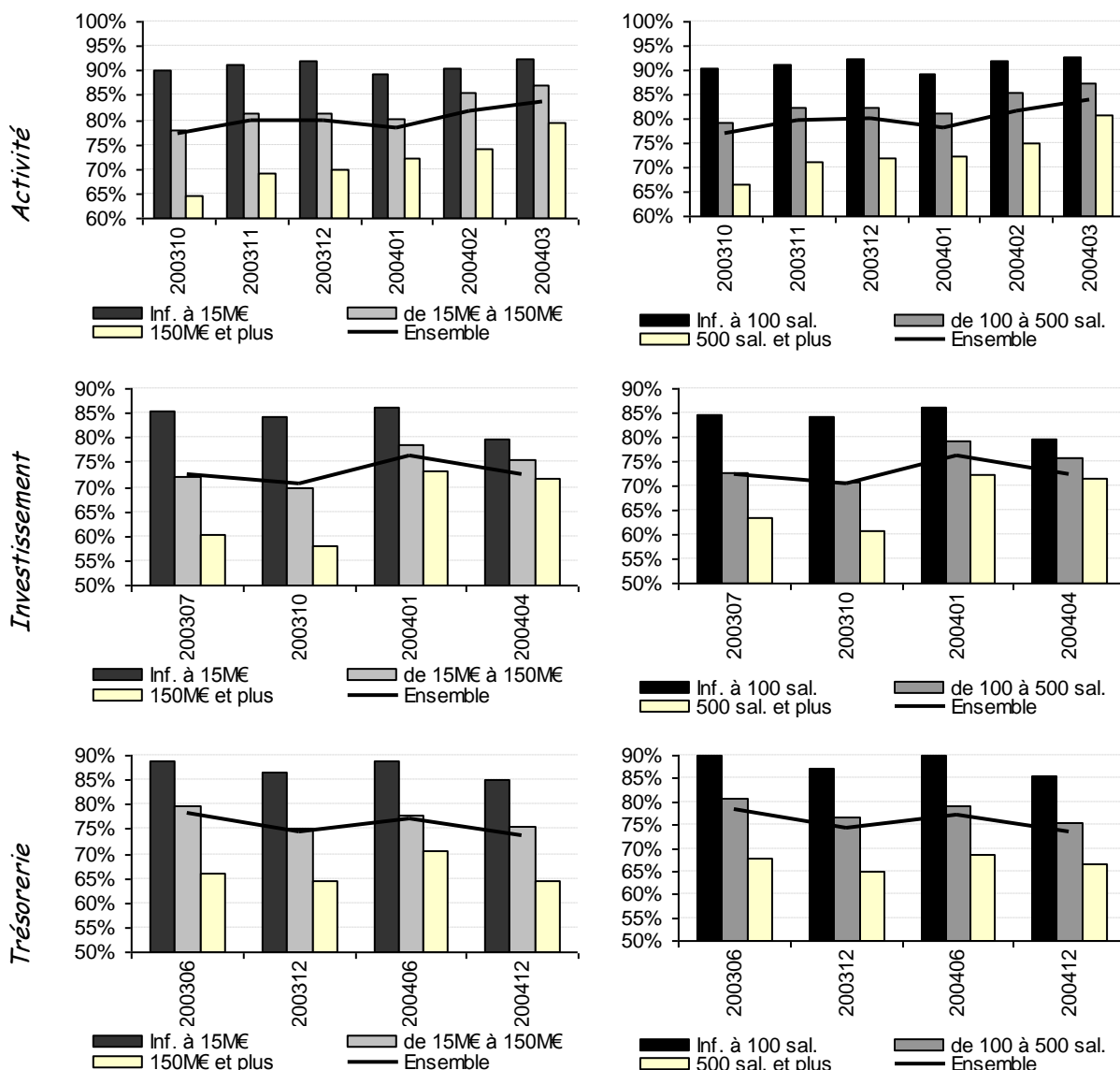
La hausse du taux de réponse provient essentiellement des grandes entreprises. Pour l'enquête Investissement, la proportion d'entreprises répondantes parmi celles ayant un chiffre d'affaires supérieur ou égal à 150 millions d'euros (cf. graphique 1a-Investissement) a augmenté de 10 points. Cette augmentation est moins perceptible pour les autres entreprises. De même, les entreprises d'au moins 500 salariés sont également celles qui ont le plus fortement accru leur comportement de réponse (cf. graphique 1b-Investissement).

### Graphiques 1 :

évolution du taux de réponse pour les enquêtes *Activité*, *Investissements* et *Trésorerie* selon...

#### a. ... le chiffre d'affaires

#### b. ... l'effectif



L'effet indirect sur l'enquête Trésorerie du passage au statut obligatoire des deux autres enquêtes (*Activité* et *Investissement*) est difficilement mesurable. On peut néanmoins noter une légère hausse du taux de réponse pour les plus grandes entreprises (chiffre d'affaires supérieur ou égal à 150 millions d'euros - cf. graphique 1a-Trésorerie - ou de plus de 500 salariés - cf. graphique 1b-Trésorerie) ; avec à l'inverse une diminution du taux de réponse pour les entreprises petites ou moyennes.

## Encadré 1 : pas de comportement de réponse atypique des nouvelles répondantes

Comme le caractère obligatoire a induit une hausse du taux de réponse pour l'enquête *Activité*, il est intéressant d'analyser si les entreprises nouvelles répondantes présentent globalement un comportement de réponse identique aux autres, notamment aux deux principales questions de l'enquête : évolution de la production passée (TPPA) et évolution de la production prévue (TPPRE).

La méthodologie mise en œuvre consiste à calculer la différence des soldes d'opinion (%hausse - %baisse) avant et après le passage au caractère obligatoire de l'enquête pour certains groupes d'entreprises définis. Nous utilisons pour cela « les différences de différences ».

Il s'agit de comparer en particulier les entreprises susceptibles d'être affectées par l'obligation (groupe de traitement) et une population témoin (groupe de contrôle). L'estimateur de différences de différences repose sur l'hypothèse que les effets fixes sont les mêmes dans les deux groupes. Dans notre cas, les deux groupes sont supposés être affectés de la même manière par les variations de la conjoncture économique. Pour que cette hypothèse ne soit pas trop forte, cette étude est menée sur une période de courte durée, d'octobre 2003 à mars 2004, soit trois mois avant et après le passage à l'obligation.

La difficulté de la méthode réside dans la détermination des groupes de contrôle et de traitement. Le groupe de traitement est constitué des individus qui sont potentiellement affectés par le caractère obligatoire. Le groupe de traitement le plus intéressant pour notre analyse est incontestablement celui des entreprises qui ont amélioré leur comportement de réponses (cf. *tableau E1*, groupe « mieux »). Il sera également possible de calculer l'évolution des soldes d'opinion pour les entreprises qui ont répondu autant de fois (« pareil ») ou moins bien (« moins ») avant et après l'obligation<sup>2</sup>. Le groupe de contrôle est quant à lui constitué des entreprises ayant répondu systématiquement avant et après (soit 3 réponses avant et 3 réponses après). Pour ces entreprises qui ont toujours répondu à l'enquête au cours de cette période, le caractère obligatoire n'a pas eu d'effet. L'évolution du solde d'opinion calculé à partir des réponses des entreprises de ce groupe traduira uniquement l'évolution de la conjoncture de ces entreprises entre le 4<sup>ème</sup> trimestre de 2003 et le 1<sup>er</sup> trimestre de 2004.

**Tableau E1 :**

définition des groupes suivant le nombre de réponses avant et après le passage au statut obligatoire

		Après			
Avant		Aucune	Une	Deux	Trois
Après	Aucune	Impossible	Rien après	Rien après	Rien après
	Une	Rien avant	Pareil	Moins	Moins
	Deux	Rien avant	Mieux	Pareil	Moins
	Trois	Rien avant	Mieux	Mieux	Contrôle

Le tableau E2 représente les effectifs de chacun des groupes. Globalement, 426 entreprises répondent mieux (groupe « rien avant » et « mieux ») tandis que 341 entreprises répondent moins bien (groupe « rien après » et « moins »). On retrouve donc ici l'augmentation globale du taux de réponse, même si une proportion non négligeable d'entreprises a moins bien répondu après l'attribution de l'obligation.

**Tableau E2 :**

nombre d'entreprises dans chaque groupe de traitement (ACT)

Groupe	Nombre	%
Impossible	185	6,6%
Rien après	106	3,8%
Rien avant	188	6,7%
Moins	235	8,4%
Pareil	124	4,4%
Mieux	238	8,5%
Référence	1731	61,7%
<b>Ensemble</b>	<b>2807</b>	<b>100,0%</b>

Le tableau E3 résume les faits marquants pour les soldes d'opinion des questions relatives à la production passée (TPPA) et prévue (TPPRE) :

<sup>2</sup> En revanche, pour les entreprises qui n'ont pas répondu soit avant (« Rien avant »), soit après (« Rien après »), soit ni avant ni après (« impossible »), il n'est pas possible de calculer l'évolution des soldes d'opinion. Il sera néanmoins possible de les calculer un niveau de solde pour les groupes « Rien avant » et « Rien après ».

- les entreprises qui se mettent à répondre après l'obligation (groupe « rien avant ») ont un comportement de réponse voisin du groupe de contrôle. Le niveau du solde pour ce groupe est du même ordre de grandeur que celui calculé sur la population témoin<sup>3</sup>.
- Les entreprises qui ne répondent plus après le passage à l'obligation (groupe « rien après ») avaient des perspectives de production beaucoup plus pessimistes que celles du groupe témoin.
- Entre les deux dates - au tournant de l'année 2004 - la conjoncture s'est améliorée (légèrement pour la production passée et plus nettement pour la production prévue) selon les réponses données par les entreprises du groupe de contrôle. Le solde de la production passée et prévue (resp. TPPA et TPPRE) gagne 3 et 17 points respectivement. Les entreprises du groupe « Mieux » ont été plus optimistes concernant leur production passée (*double différence égale à 9 points*) mais un peu plus pessimistes concernant leur production prévue (*double différence égale à -5 points*).

**Tableau E3 :**

différence de différence pour les deux principaux soldes d'opinion de l'enquête *Activité*

		avant (1)	après (2)	différence (2)-(1)	double différence (p/r référence)	
TPPA	Groupe de contrôle	Référence	-10	-7	3	
		Rien avant		-9	nd	nd
		Rien après	-3		nd	nd
	Groupes de traitement	Moins	-9	-6	3	0
		Pareil	-5	-9	-4	-6
		Mieux	-17	-5	12	9
TPPRE	Groupe de contrôle	Référence	-7	10	17	
		Rien avant		15	nd	nd
		Rien après	-30		nd	nd
	Groupes de traitement	Moins	-13	7	20	3
		Pareil	-6	6	12	-5
		Mieux	0	13	12	-5

Il importe également de s'assurer que le comportement de réponse des entreprises nouvelles répondantes soumises à l'obligation est d'aussi bonne qualité. Pour cela, l'analyse du pourcentage de réponse stable peut apporter des éléments de réponse. Globalement, le pourcentage de réponses stables dans les groupes de traitement est proche de celui du groupe de contrôle (*cf. tableau E4*) à l'exception du groupe « mieux » pour la variable sur la production passée. En effet, les entreprises du groupe « mieux », incitées à répondre par le caractère obligatoire, ont davantage répondu stable que dans le groupe témoin (*double différence égale à +6*).

**Tableau E4 :**

différence de différence pour l'item *stable* des 2 principales questions de l'enquête *Activité*

		Avant (1)	après (2)	différence (2)-(1)	double différence (p/r référence)	
TPPA	Groupe de contrôle	Référence	46	47	1	
		Rien avant		51	nd	nd
		Rien après	41		nd	nd
	Groupes de traitement	Moins	48	48	0	-1
		Pareil	51	50	-1	-2
		Mieux	42	49	7	6
TPPRE	Groupe de contrôle	Référence	55	56	2	
		Rien avant		57	nd	nd
		Rien après	38		nd	nd
	Groupes de traitement	Moins	55	55	0	-2
		Pareil	56	58	2	0
		Mieux	53	55	2	0

Les entreprises « nouvelles répondantes », incitées à répondre en raison du caractère obligatoire, ne semblent pas présenter un comportement très différent de celles qui répondaient précédemment. Le passage au caractère obligatoire a permis de recueillir les réponses d'entreprises qui témoignent d'une plus forte progression de leur production passée et de perspectives de production similaires à celles des entreprises appartenant au groupe de contrôle. La proportion d'entreprises répondant à la modalité stable reste voisine pour les deux groupes.

<sup>3</sup> Rappelons que la précision (écart-type dû à l'échantillonnage) d'un solde non pondéré est de l'ordre de 2 points pour un échantillon de 4000 entreprises (Cf. Caron, Ravalet et Sautory, 1996).

## 1.2. À moyen terme, une augmentation de 5 à 9 points du taux de réponse

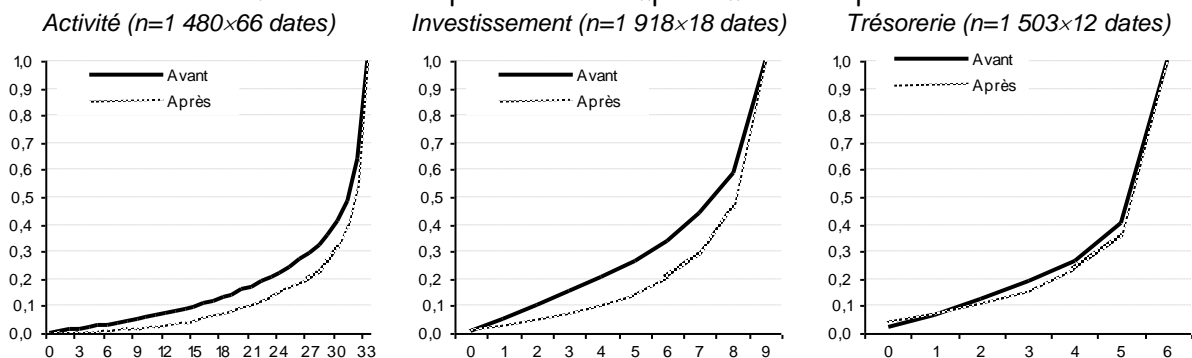
L'impact à moyen terme est étudié en retenant une dimension temporelle plus large, sur la période 2001-2006. La taille des échantillons pour chacune des enquêtes reste importante (1 480, 1 919 et 1 503 entreprises pour les enquêtes *Activité*, *Investissement* et *Trésorerie* respectivement).

Le nombre d'occurrences analysées dépend de la périodicité de chaque enquête : 12 pour l'enquête *Trésorerie* (6 avant et 6 après l'obligation), 18 pour l'enquête *Investissement*<sup>4</sup> (9 avant et 9 après l'obligation) et 66 pour l'enquête *Activité*<sup>5</sup> (33 avant et 33 après l'obligation).

La passage à l'obligation a permis d'augmenter la proportion de très bonnes répondantes au détriment des mauvaises répondantes (cf. graphique 2). Pour l'enquête *Investissement*, 54 % des chefs d'entreprise ont répondu aux neuf occurrences après l'obligation contre 41 % avant. Pour l'enquête *Activité*, l'impact est de même ampleur (47 % contre 36 % respectivement pour les 33 occurrences possibles). Enfin, il est surprenant de constater également une augmentation, certes plus modérée (64 % contre 60 % pour les 6 occurrences possibles), de la proportion de bonnes répondantes à l'enquête *Trésorerie* alors que celle-ci n'a pas bénéficié du statut obligatoire.

**Graphiques 2 :**

### Fonctions de répartition du comportement de réponses



**Lecture :** Pour l'enquête *Activité*, 59 % (resp. 68 %) des entreprises ont répondu plus de 30 fois avant (resp. après) le passage à l'obligation.

À moyen terme, l'égalité entre le taux de réponse moyen avant et après le passage à l'obligation est très largement rejetée pour l'ensemble des enquêtes (cf. tableau 3). Cette hausse du taux moyen de réponse est beaucoup plus importante que dans l'étude de court terme. Elle s'établit à +5,3 points pour l'enquête *Activité*, à +8,8 points pour l'enquête *Investissement* et à +1,5 points pour l'enquête *Trésorerie*.

**Tableau 3 :**

### Évolution à moyen terme du taux de réponse avant et après le passage à l'obligation

	<i>Activité</i>	<i>Investissement</i>	<i>Trésorerie</i>
<b>Avant le passage à l'obligation</b>	84,4%	76,0%	82,2%
<b>Après le passage à l'obligation</b>	89,7%	84,9%	83,7%
<b>Différence</b>	5,3%	8,8%	1,5%
<b>Test d'égalité des moyennes</b>	<b>Rejeté</b> (p-value < 0,0001)	<b>Rejeté</b> (p-value < 0,0001)	<b>Rejeté</b> (p-value = 0,0075)

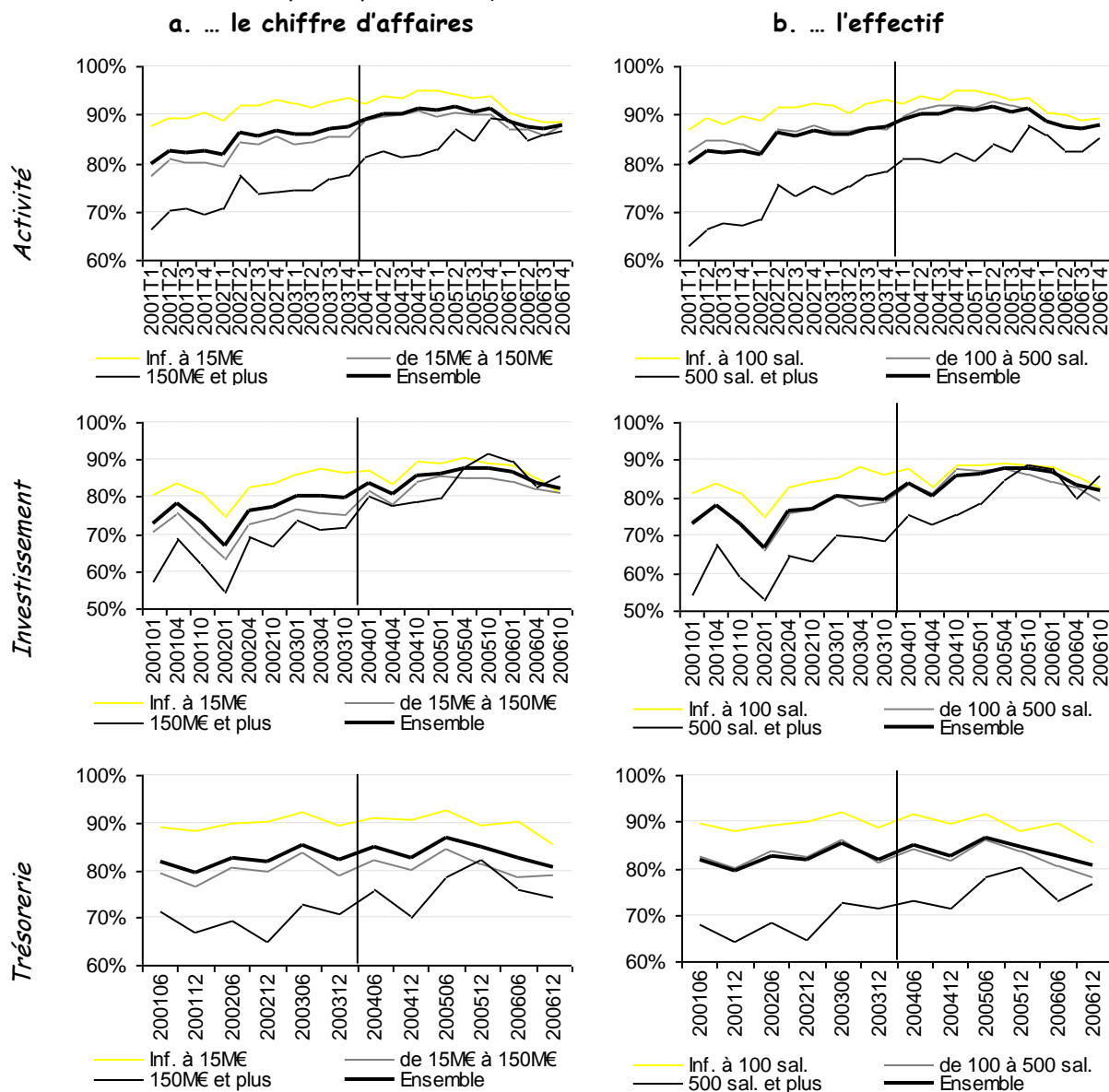
<sup>4</sup> À raison de trois enquêtes par an, en janvier, avril et octobre. Pour que le nombre d'occurrences soit le même avant et après l'obligation, les enquêtes introduites en juillet depuis 2003 ne sont pas retenues dans le cadre de cette étude.

<sup>5</sup> À raison de onze enquêtes par an (il n'y a pas d'enquête au mois d'août).

Sur la période 2001-2006, la proportion d'entreprises répondantes ayant un chiffre d'affaires supérieur ou égal à 150 millions d'euros (cf. graphique 3a) a fortement augmenté pour les enquêtes *Activité* et *Investissement*. De même, les entreprises d'au moins 500 salariés sont également celles qui ont le plus fortement accru leur comportement de réponse (cf. graphique 3b). Pour l'enquête *Trésorerie*, cette hausse est moins perceptible.

### Graphiques 3 :

évolution du taux de réponse pour les enquêtes *Activité*, *Investissement* et *Trésorerie* selon...



La hausse du taux de réponse des chefs d'entreprise semble linéaire sur la période 2001-2006. Avant l'obligation, elle est d'ailleurs déjà perceptible. Elle se poursuit après l'obligation selon un rythme comparable.

Au delà des caractéristiques propres de chaque entreprise (secteur d'activité, taille, ...), des événements externes tels que la modification de la gestion des enquêtes ou le changement de responsables d'enquêtes peuvent également influencer sur le phénomène que l'on cherche à étudier. Aussi, pour valider l'impact du seul changement de l'obligation, il est indispensable d'opérer une étude microéconomique qui fait l'objet de la section suivante.

## 2. Étude microéconomique du comportement de réponse des industriels

Cette partie propose d'étudier le comportement de non-réponse d'un point de vue microéconomique. L'entreprise est considérée ici comme l'unité statistique. Le fichier de réponse aux trois enquêtes de l'industrie est enrichi via un appariement avec le fichier des Bénéfices Réels Normaux, ce qui permet de disposer d'un grand nombre de variables explicatives susceptibles d'être corrélées avec le fait de répondre ou non (cf. annexe 1 pour la présentation des variables). Par ailleurs, à l'image de la première partie, le fichier est cylindré. Autrement dit, seules les entreprises interrogées sur la période 2001 - 2006 sont retenues dans ce cadre d'étude.

La non-réponse est modélisée par une variable  $y_{it}$  qui vaut 1 lorsque l'entreprise  $i$  n'a pas répondu à la date  $t$  et 0 sinon. Un premier modèle binaire (logistique) permet de déterminer les facteurs principaux de la non-réponse. La dimension panel donne toutefois la possibilité de prolonger ce premier modèle en introduisant une dépendance temporelle entre les résidus intra-individuels. Plus précisément, deux autres modèles à effets fixes (probit aléatoire et logit conditionnel) permettent de contrôler l'hétérogénéité inobservable.

### 2.1. Modélisation sans prise en compte des effets fixes

Ici, la variable  $y_{it}$  (observable) dépend d'une variable latente  $y_{it}^*$  qui dépend linéairement

- des variables individuelles  $X_{it}$  observées à l'instant  $t$ , tels que le chiffre d'affaires, l'effectif, le taux de marge, ... ;
- des variables individuelles  $X_i$  constantes dans le temps comme le secteur d'activité ;
- d'un aléa non observé  $\varepsilon_{it}$  indépendant de  $X_{it}$  et de  $X_i$ .

$$y_{it}^* = X_{it}\beta + X_i\gamma + \varepsilon_{it}$$

Les aléas sont également supposés indépendants entre individus et pour un même individu au cours de périodes différentes. Cette dernière hypothèse d'indépendance entre  $\varepsilon_{it}$  et  $\varepsilon_{it'}$  suppose que toutes les variables individuelles ayant une influence durable sur le comportement de réponse sont considérées comme observées et incluses dans l'analyse. Cette hypothèse assez restrictive sera levée par la suite.

Les résultats obtenus mettent en évidence l'influence déterminante du passage au caractère obligatoire (cf. *tableau 4*). Celui-ci est introduit dans le modèle comme une indicatrice qui vaut 1 à partir de 2004 et 0 sinon. Toutes choses égales par ailleurs, le passage à l'obligation a permis de diminuer respectivement de 4 %, 8 % et 2 % la probabilité qu'une entreprise (présentant toutes les autres caractéristiques de référence) ne réponde pas aux enquêtes *Activité*, *Investissement* et *Trésorerie*. L'attribution du caractère obligatoire a ainsi permis d'améliorer significativement le comportement de réponse des entreprises aux deux enquêtes *Activité* et *Investissement*. Bien que non concernée par ce nouveau statut, l'enquête *Trésorerie* a également bénéficié d'une amélioration du comportement de réponse des chefs d'entreprise sur cette période même si ce bénéfice reste moins marqué.

**Tableau 4 :**  
estimation des coefficients du modèle Logit

	Enquête <i>Activité</i> (N = 95 491)			Enquête <i>Investissement</i> (N = 40 919)			Enquête <i>Trésorerie</i> <sup>(1)</sup> (N = 17 600)		
	$\beta$	$\sigma_\beta$	Signif.	$\beta$	$\sigma_\beta$	Signif.	$\beta$	$\sigma_\beta$	Signif.
<b>Constante</b>	-2,09	(0,05)	***	-1,31	(0,06)	***	-1,53	(0,09)	***
<b>Délais moyens de règlement client</b>	0,86	(0,10)	***	0,38	(0,11)	***	0,41	(0,19)	**
<b>Salaire moyen</b>	0,37	(0,09)	***	0,32	(0,12)	***	0,09	(0,12)	
<b>Part des salaires dans la production</b>	-0,33	(0,10)	***	-0,57	(0,13)	***	-0,94	(0,22)	***
<b>Taux d'endettement</b>	0,16	(0,04)	***	0,20	(0,05)	***	0,43	(0,12)	***
<b>Taux de marge</b>	-0,05	(0,01)	***	-0,05	(0,01)	***	-0,05	(0,02)	***
<b>Nomenclature économique de synthèse</b>									
Industrie agroalimentaire	0,25	(0,04)	***	0,13	(0,05)	**	0,05	(0,08)	
Industrie de biens de consommation	0,36	(0,03)	***	0,27	(0,03)	***	0,28	(0,06)	***
Industrie automobile	0,05	(0,06)		0,27	(0,08)	***	-0,10	(0,15)	
Industrie de biens d'équipement	0,06	(0,03)	**	0,01	(0,04)		0,12	(0,06)	**
Industrie de biens intermédiaires	<i>référence</i>			<i>référence</i>			<i>référence</i>		
Énergie	0,61	(0,16)	***	0,44	(0,13)	***	1,50	(0,23)	***
<b>Chiffre d'affaires</b>									
moins de 15 millions d'€	-0,27	(0,04)	***	-0,18	(0,05)	***	-0,32	(0,08)	***
entre 15M€ et 150M€	<i>référence</i>			<i>référence</i>			<i>référence</i>		
150 M€ et plus	-0,08	(0,04)	**	-0,37	(0,05)	***	-0,12	(0,07)	*
<b>Effectif</b>									
moins de 100 salariés	-0,17	(0,04)	***	-0,13	(0,04)	***	-0,30	(0,07)	***
entre 100 et 500 salariés	<i>référence</i>			<i>référence</i>			<i>référence</i>		
500 salariés et plus	0,80	(0,03)	***	0,67	(0,04)	***	0,71	(0,07)	***
<b>Obligation</b>	-0,51	(0,02)	***	-0,58	(0,03)	***	-0,12	(0,04)	***

**Lecture :** Un coefficient positif correspond à une plus forte probabilité de ne pas répondre.

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 % ; écarts-types entre parenthèses.

(1) L'enquête Trésorerie n'est pas concernée par le caractère obligatoire. La variable '*Obligation*' représente uniquement une indicatrice qui vaut 1 si l'interrogation a eu lieu à partir de 2004 et 0 sinon.

Les caractéristiques influençant le comportement de réponse sont globalement identiques sur l'ensemble des enquêtes étudiées ici :

- la non-réponse augmente lorsque les délais de règlement des clients augmentent ;
- plus le salaire moyen de l'entreprise est élevé, plus la non-réponse aux enquêtes est forte ;
- les entreprises qui utilisent plus intensément le facteur travail répondent mieux aux enquêtes ;
- les entreprises en bonne santé financière répondent globalement mieux : ainsi, la probabilité de ne pas répondre aux enquêtes est une fonction croissante du taux d'endettement et décroissante du taux de marge ;
- les industries de biens intermédiaires répondent globalement mieux que les entreprises des autres sous-secteurs de l'industrie ;
- enfin, les entreprises qui emploient 500 salariés ou plus ont une plus faible propension à répondre aux enquêtes.

## 2.2. Prise en compte des effets fixes

Dans cette partie, un modèle reposant sur des hypothèses moins fortes est estimé. En effet, les résultats obtenus précédemment reposent sur des résidus  $\varepsilon_{it}$  de la firme  $i$  considérés comme indépendants d'une période à l'autre. Il existe pourtant des effets individuels persistants qui introduisent des corrélations entre ces résidus. L'opinion des chefs d'entreprise sur l'utilité de répondre aux enquêtes est une composante inobservée que l'on peut supposer constante dans le temps et qui intervient dans le choix de répondre ou de ne pas répondre aux enquêtes.

D'autre part l'hypothèse d'indépendance des variables explicatives aux résidus ( $\varepsilon_{it}$  indépendant de  $X_{it}$  et de  $X_i$ ) paraît peu réaliste. Ainsi, le dirigeant d'une très petite entreprise peut considérer sa réponse sans influence et peut faire le choix de ne pas répondre. À l'opposé, une très grande entreprise

appartenant à un secteur très concentré peut sciemment refuser de répondre aux enquêtes, malgré l'obligation.

Grâce à la dimension panel des enquêtes de conjoncture, il est possible de tenir compte de ces deux aspects et de valider les résultats précédemment établis. Deux méthodes assez différentes sont développées par la suite. Le modèle *probit* à effets aléatoires permet d'introduire des effets individuels. Toutefois, il maintient l'hypothèse d'indépendance entre résidus et variables explicatives. Celle-ci peut être levée en considérant un modèle *logit* à effets fixes. Cette dernière modélisation apparaît plus satisfaisante dans la mesure où les hypothèses sous-jacentes sont encore plus faibles.

### a) Le modèle probit à effets aléatoires

Nous supposons ici que le résidu  $\varepsilon_{it}$  se décompose en un effet individuel  $c_i$  et un résidu  $u_{it}$ . Le modèle précédent se réécrit alors :

$$y_{it}^* = X_{it}\beta + X_i\gamma + c_i + u_{it}$$

où  $u_{it}$  est supposé suivre une loi normale centrée réduite et  $c_i$  suit une loi normale  $N(0, \sigma_c^2)$ . La répartition dans la population des effets individuels est donc considérée comme gaussienne. Enfin, les  $c_i$  sont supposés indépendants des  $X_{it}$ ,  $X_i$  et  $u_{it}$ . Sous cette hypothèse relativement forte, les estimateurs des coefficients du probit simple sont convergents<sup>6</sup> (cf. Lollivier 2006). Les résultats sont présentés dans le tableau 5.

**Tableau 5 :**  
estimation des coefficients du modèle *probit* à effets aléatoires

	Enquête <i>Activité</i> (N = 95 491)			Enquête <i>Investissement</i> (N = 40 919)			Enquête <i>Trésorerie</i> <sup>(1)</sup> (N = 17 600)		
	$\beta$	$\sigma_\beta$	Signif.	$\beta$	$\sigma_\beta$	Signif.	$\beta$	$\sigma_\beta$	Signif.
<b>Constante</b>	-1,41	(0,08)	***	-0,95	(0,08)	***	-1,47	(0,13)	***
<b>Délais moyens de règlement client</b>	0,35	(0,09)	***	0,05	(0,10)		0,38	(0,19)	**
<b>Salaire moyen</b>	-0,23	(0,13)	*	-0,22	(0,15)		0,00	(0,20)	
<b>Part des salaires dans la production</b>	-0,41	(0,14)	***	-0,27	(0,16)	*	-0,51	(0,28)	*
<b>Taux d'endettement</b>	0,08	(0,05)	*	0,08	(0,06)		0,34	(0,13)	***
<b>Taux de marge</b>	-0,03	(0,01)	***	-0,04	(0,01)	***	-0,04	(0,01)	***
<b>Nomenclature économique de synthèse</b>									
Industrie agroalimentaire	0,14	(0,10)		0,11	(0,10)		0,15	(0,14)	
Industrie de biens de consommation	0,12	(0,07)	*	0,19	(0,07)	***	0,24	(0,10)	**
Industrie automobile	0,24	(0,15)		0,24	(0,15)		0,03	(0,25)	
Industrie de biens d'équipement	-0,03	(0,07)		-0,01	(0,06)		0,05	(0,10)	
Industrie de biens intermédiaires	<b>Référence</b>			<b>référence</b>			<b>référence</b>		
Énergie	0,33	(0,53)		0,45	(0,27)	*	1,37	(0,51)	***
<b>Chiffre d'affaires</b>									
moins de 15 millions d'€	-0,11	(0,04)	***	-0,12	(0,05)	**	-0,23	(0,09)	***
entre 15M€ et 150M€	<b>Référence</b>			<b>référence</b>			<b>référence</b>		
150 M€ et plus	-0,02	(0,05)		-0,07	(0,07)		-0,04	(0,10)	
<b>Effectif</b>									
moins de 100 salariés	-0,01	(0,05)		-0,10	(0,05)	*	-0,25	(0,09)	***
entre 100 et 500 salariés	<b>Référence</b>			<b>référence</b>			<b>référence</b>		
500 salariés et plus	0,36	(0,05)	***	0,39	(0,06)	***	0,49	(0,09)	***
<b>Obligation</b>	-0,34	(0,01)	***	-0,43	(0,02)	***	-0,09	(0,03)	***
<b><math>\sigma_c</math></b>	0,99	(0,03)	***	0,99	(0,02)	***	1,19	(0,04)	***

**Lecture :** Un coefficient positif correspond à une plus forte probabilité de ne pas répondre.

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 % ; écarts-types entre parenthèses.

(1) L'enquête Trésorerie n'est pas concernée par le caractère obligatoire. La variable '*Obligatoire*' représente uniquement une indicatrice qui vaut 1 si l'interrogation a eu lieu à partir de 2004 et 0 sinon.

<sup>6</sup> Ce n'est cependant pas le cas des estimateurs des écarts-types et il est donc possible que certaines variables aient un effet significatif dans un modèle et pas dans l'autre. Ceci justifie de recourir à l'estimation de  $\beta$  et  $\gamma$  à nouveau par maximum de vraisemblance.

Le modèle probit à effets aléatoires confirme les principales conclusions des modèles précédents. En revanche, les estimations des écarts-types sont beaucoup plus élevées : en ignorant la dimension panel, les modèles logistiques simples rendent le modèle artificiellement précis puisque les caractéristiques individuelles diffèrent peu d'une année sur l'autre. Le modèle *probit à effets aléatoires* prend en compte ces corrélations individuelles, qui apparaissent d'une ampleur importante.

L'impact du caractère obligatoire reste significatif et plus important pour les enquêtes *Activité* et *Investissement* que pour l'enquête *Trésorerie*. Les autres déterminants de la non-réponse demeurent proches de ceux décrits dans le modèle précédent. Enfin, l'obtention d'un écart-type de l'effet individuel proche de 1 (et très significatif) signifie que la variabilité inter-entreprise est du même ordre que la variabilité temporelle intra-entreprise<sup>7</sup>.

## Encadré 2 : Écriture de la vraisemblance dans les modèles statiques avec effets individuels

### 1. Cas du modèle probit à effet aléatoire

La vraisemblance pour un individu s'écrit :

$$P(Y_{i1} = y_{i1}, \dots, Y_{iT} = y_{iT} | (X_{it})_{1 \leq t \leq T}, X_i) = \int \prod_{t=1}^T \Phi(X_{it}\beta + X_i\gamma + c) y_{it} (1 - \Phi(X_{it}\beta + X_i\gamma + c))^{1-y_{it}} \frac{1}{\sigma} \varphi\left(\frac{c}{\sigma}\right) dc$$

où  $\varphi$  et  $\Phi$  sont respectivement les fonctions de densité et de répartition de la loi normale centrée réduite.

### 2. Cas du modèle logit à effet fixe

Dans le modèle  $y_{it}^* = X_{it}\beta + c_i + v_{it}$  l'estimation des  $c_i$  et de  $\beta$  par maximisation de la vraisemblance est convergente lorsque T (nombre d'observations par individu) tend vers l'infini.

En données de panel, cette hypothèse est difficile à tenir car T ne dépasse pas 50 - ici T vaut 66 pour l'enquête *Activité*, 22 pour l'enquête *Investissement* et 12 pour l'enquête *Trésorerie*. Pour contourner cette difficulté, Chamberlain (1984) propose de s'intéresser à la probabilité conditionnelle

$P\left(Y_{ik} = 1 \mid (X_{it})_{1 \leq t \leq T}, \sum_{t=1}^T Y_{it} = s\right)$ . Cette probabilité vérifie en effet :

$$P\left(Y_{ik} = 1 \mid (X_{it})_{1 \leq t \leq T}, \sum_{t=1}^T Y_{it} = s\right) = \frac{\exp\left(\sum_{t=1}^T X_{it}\beta Y_{it}\right)}{\sum_{d \in B_s} \exp\left(\sum_{t=1}^T X_{it}\beta d_t\right)} \text{ où } B_s = \left\{d = (d_1, \dots, d_T) / d_t \in \{0,1\} \text{ et } \sum_{t=1}^T d_t = \sum_{t=1}^T Y_{it}\right\}$$

Ainsi, cette probabilité ne dépend plus de  $c_i$  et l'estimation de  $\beta$  par maximisation de la vraisemblance conditionnelle :

$$L = \sum_{i=1}^N \log \left( \frac{\exp\left(\sum_{t=1}^T X_{it}\beta Y_{it}\right)}{\sum_{d \in B_s} \exp\left(\sum_{t=1}^T X_{it}\beta d_t\right)} \right)$$

est convergente pour T finie. Cette procédure possède un inconvénient : elle tient compte uniquement des individus qui changent au moins une fois de situation au cours des T périodes. En effet, dans le cas contraire, la probabilité conditionnelle vaut 1 et ne dépend donc pas de  $\beta$ . Ceci conduit généralement à une réduction drastique de l'échantillon et donc à une détérioration importante de la précision des estimateurs.

<sup>7</sup> puisque l'écart-type de  $u_{it}$  est normalisé à 1.

## b) Le modèle logit à effets fixes

Le modèle *logit à effets fixes* intègre par rapport au modèle précédent l'effet des variables explicatives pérennes  $X_i$   $\gamma$  dans le paramètre individuel  $c_i$ . En effet, il est possible de considérer que  $X_i$   $\gamma$  n'est qu'un proxy imparfait de ce paramètre, qui introduit de surcroît un biais dans l'estimation du fait de corrélations avec les résidus. Le modèle se réécrit donc :

$$y_{it}^* = X_{it}\beta + c_i + v_{it}$$

Ainsi,  $c_i$  inclut à la fois des composantes inobservables (comme l'opinion des chefs d'entreprise sur les enquêtes) et des composantes observables comme le secteur d'activité (supposé ici invariant dans le temps). Contrairement au modèle précédent,  $c_i$  n'est pas considéré ici comme aléatoire : il s'agit simplement du paramètre correspondant à la variable explicative indicatrice. Cette modélisation est plus satisfaisante car elle ne nécessite pas d'hypothèses sur la distribution des effets individuels dans la population.  $v_{it}$  est quant à lui modélisé par une loi logistique :  $P(y_{it}=1 | X_{it}=x_{it})=1/(1+\exp(-x_{it}\beta - c_i))$

L'estimation des paramètres ( $\beta$  et les  $c_i$ ) contraint à ne pouvoir utiliser que 66 % des observations<sup>8</sup> (cf. encadré 2). Par ailleurs, la méthode ne permet pas d'identifier l'effet des variables individuelles constantes dans le temps. En contrepartie, les hypothèses effectuées sont minimales. Les résultats sont présentés dans le tableau 6.

**Tableau 6 :**  
estimation des coefficients du modèle *logit à effets fixes*

	Enquête <i>Activité</i> (N = 72 468)			Enquête <i>Investissement</i> (N = 29 854)			Enquête <i>Trésorerie</i> <sup>(1)</sup> (N = 9 180)		
	$\beta$	$\sigma_\beta$	p-value	B	$\sigma_\beta$	p-value	$\beta$	$\sigma_\beta$	p-value
<b>Délais moyens de règlement client</b>	0,00	(0,00)	***	0,00	(0,00)		0,00	(0,00)	*
<b>Salaire moyen</b>	-1,27	(0,28)	***	-1,22	(0,34)	***	-0,64	(0,59)	
<b>Part des salaires dans la production</b>	-1,09	(0,34)	***	-0,36	(0,39)		-0,64	(0,80)	
<b>Taux d'endettement</b>	0,13	(0,08)	*	0,01	(0,13)		0,44	(0,27)	*
<b>Taux de marge</b>	-0,05	(0,01)	***	-0,08	(0,02)	***	-0,10	(0,04)	***
<b>Chiffre d'affaires</b>									
moins de 15 millions d'€	0,04	(0,09)		0,00	(0,12)		-0,20	(0,20)	
entre 15M€ et 150M€	<i>référence</i>			<i>référence</i>			<i>référence</i>		
150 M€ et plus	-0,16	(0,10)	*	-0,01	(0,14)		-0,17	(0,23)	
<b>Effectif</b>									
moins de 100 salariés	0,44	(0,11)	***	0,07	(0,13)		-0,13	(0,26)	
entre 100 et 500 salariés	<i>référence</i>			<i>référence</i>			<i>référence</i>		
500 salariés et plus	0,26	(0,10)	***	0,36	(0,14)	**	0,30	(0,24)	
<b>Obligation</b>	-0,61	(0,03)	***	-0,74	(0,03)	***	-0,13	(0,06)	**

**Lecture :** Un coefficient positif correspond à une plus forte probabilité de ne pas répondre.

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 % ; écarts-types entre parenthèses.

(1) L'enquête Trésorerie n'est pas concernée par le caractère obligatoire. La variable '*Obligatoire*' représente uniquement une indicatrice qui vaut 1 si l'interrogation a eu lieu à partir de 2004 et 0 sinon.

Ici encore, le passage à l'obligation conduit à un impact significatif sur le comportement de réponse pour les enquêtes *Activité* et *Investissement*. Pour l'enquête *Trésorerie*, l'impact est de nouveau sensiblement revu à la baisse (le paramètre n'est plus significatif au seuil de 1 %).

Par ailleurs, la perte de précision évoquée précédemment est nette. En effet, les écarts-types des coefficients liés au chiffre d'affaires ou au taux de marge sont beaucoup plus élevés que ceux obtenus par le premier modèle (logistique simple), et certains coefficients ne sont plus significatifs.

<sup>8</sup> Deux entreprises interrogées sur trois ont modifié au moins une fois leur comportement de réponse au cours des T interrogations. Cette proportion varie suivant l'enquête : il est possible de s'appuyer sur 74 % (resp. 71 % et 51 %) de l'échantillon de l'enquête *Activité* (resp. *Investissement* et *Trésorerie*).

## Conclusion

À travers cette étude de l'impact du caractère obligatoire sur les enquêtes de conjoncture dans l'industrie, nous arrivons aux quatre conclusions principales suivantes :

- le taux de réponse a connu une augmentation significative, à court terme mais surtout à moyen terme pour les enquêtes *Activité* et *Investissement* depuis l'obtention du caractère obligatoire. L'impact à moyen terme est plus important que celui à court terme et peut s'expliquer partiellement par la procédure de contentieux mise en place quelques mois après l'attribution du caractère obligatoire. Ce résultat est confirmé par l'analyse du comportement des réponses à la fois d'un point de vue global (agrégé) et d'un point de vue individuel (microéconomique).
- Quelle que soit la modélisation retenue, l'impact du caractère obligatoire est confirmé d'un point de vue microéconomique. Toujours significatif, le caractère obligatoire permet une augmentation toutes choses égales par ailleurs de la probabilité de répondre. Il est même le plus significatif parmi l'ensemble des facteurs explicatifs (observables) de la non-réponse.
- Parmi les deux enquêtes devenues obligatoires, l'enquête *Investissement* est celle qui a le plus bénéficié de ce nouveau statut. Le fait que son taux de réponse était inférieur à celui de l'enquête *Activité* peut en partie expliquer cette différence d'impact ;
- L'enquête *Trésorerie*, non-obligatoire, a également enregistré une augmentation du taux de réponse, quoique de moindre ampleur. Elle semble donc avoir bénéficié d'externalités positives : les chefs d'entreprises pouvant dans une certaine mesure associer cette enquête aux deux autres enquêtes devenues obligatoires. Cette hypothèse est d'autant plus probable que les correspondants pour les trois enquêtes de conjoncture sont majoritairement les mêmes.

## Bibliographie

[1] Berthier C. et Dupont F., « L'incidence du caractère obligatoire des enquêtes ». Insee Méthodes N°69-70-71, 1996.

[2] Bonnefoy V., "Bilan du caractère dorénavant obligatoire des enquêtes de conjoncture dans l'industrie (enquête activité et enquête investissements), dans les services et dans le commerce de détail.", note Insee N° 220 /G121, 2005.

[3] Caron N., Ravalet P. et Sautory O., « Estimation de la précision d'un solde dans les enquêtes de conjoncture auprès des entreprises », Document de travail Insee N°9602, 1996.

[4] Chamberlain G., « Panel data. Z. Griliches and M.D. Intriligator eds". Handbook of econometrics », vol. II, pp 1248-1318, 1984.

[5] Ferrari N., « Bilan du caractère dorénavant obligatoire de l'enquête sur les investissements dans l'industrie », note Insee N°167A/G121, 2004.

[6] INSEE, « L'économétrie et l'étude des comportements : Présentation et mise en oeuvre de modèles de régression qualitatifs - Les modèles univariés à résidus logistiques ou normaux (LOGIT, PROBIT) », document de travail de la DSDS, 2000.

[7] Irvine J.-M., « Rotation group bias and the methods test panel », Proceedings of the Survey Research Methods Section, *American Statistical Association*, 1984.

[8] Lollivier S. « Économétrie avancée des variables qualitatives », Economica, 2006.

[9] Saporta G. « Probabilités, Analyse des données et Statistique », Éditions Technip, 1990.

[10] Verger D. (2002), "De la conception à l'exploitation : la qualité dans les enquêtes auprès des ménages", in Actes des Journées de Méthodologie Statistique.

## Annexe : définition des principales variables issues du fichier des Bénéfices Réels Normaux

Nom	Libellé
CA	<b>Chiffres d'Affaires nets</b>
CI	<b>Consommation intermédiaire =</b> achats de marchandises (y compris droits de douane) + variation de stock (marchandises) + achats de matières premières et autres approvisionnements + variation de stock (matières premières et approvisionnements) + autres achats et charges externes + autres charges
CRECLI	<b>Créances Clients nettes des avances =</b> clients et comptes rattachés (brut) - clients et comptes rattachés (amortissements et provisions) - avances et acomptes reçus sur commandes en cours
DETFIN	<b>Dettes financières =</b> emprunts obligataire convertibles + autres emprunts obligataires + emprunts et dettes auprès des établissements de crédit + emprunts et dettes financières divers
EFF	<b>Effectif moyen du personnel</b>
FF	<b>Frais financiers = Intérêts et charges assimilées</b>
PASSIF	<b>Total passif</b>
SAL	<b>Frais de personnel =</b> salaire et traitements + charges sociales
<b>Après calcul</b>	
Y	<b>Production =</b> CA + production stockée + production immobilisée + subventions d'exploitation + autres produits
VA	Valeur Ajoutée = Y - CI
EBE	<b>Excédent Brut d'Exploitation =</b> VA - impôts, taxes et versements assimilés - salaires et traitements - charges sociales
<b>Ratios d'exploitation</b>	
FrPER	<b>Frais de personnel moyens = SAL / EFF</b>
PrSal	<b>Part des salaires et traitements dans la production = SAL / Y</b>
TxMarge	<b>Taux de marge = EBE / VA</b>
<b>Ratios de structure financière</b>	
TxEnd	<b>Taux d'endettement = DETFIN / PASSIF</b>
<b>Délais moyens de règlement</b>	
DelCli	<b>Délais moyens de règlement de la part des clients CRECLI / (CA+TVA)</b>