

Taux de réponse de l'enquête emploi : une analyse économétrique des évolutions récentes

Marianne JUILLARD
Insee, Division Emploi

Le taux de réponse à l'enquête emploi a fortement baissé entre le 2ème trimestre 2009 et le 2ème trimestre 2010. Or cette baisse coïncide avec l'augmentation de 50% de la taille de l'échantillon et le remplacement progressif de l'échantillon d'aires issues du recensement de la population par des grappes issues des bases de la taxe d'habitation. Plusieurs questions se posent alors face à cette diminution du taux de réponse. Est-ce que la nouvelle base de sondage conduit à une collecte plus difficile, par le biais possible d'une plus grande difficulté à trouver les logements ou bien du fait des tailles plus conséquentes des grappes par rapport aux aires ? Est-ce qu'un surcroît de charge de travail des enquêteurs avec l'augmentation de la taille de l'échantillon pourrait expliquer un taux de réussite plus faible ? Ou est-ce que le recrutement de nouveaux enquêteurs a conduit à baisser temporairement le taux de réponse du fait d'un apprentissage nécessaire du métier sur le terrain (comme pourrait le suggérer la remontée du taux de réponse à partir du 3ème trimestre 2010) ?

Parallèlement, le taux de logements hors champ est en hausse régulière depuis 2005. Cette hausse s'est poursuivie avec l'entrée des grappes de la taxe d'habitation, et elle est comparable entre les deux échantillons. Elle s'explique principalement par une augmentation du taux de logements vacants. Cette augmentation pose question, dans la mesure où elle ne correspond pas aux évolutions de parc de logements établies à partir du recensement, qui font plutôt état d'une stabilité (voire d'une légère baisse) du taux de logements vacants. Est-ce que cette hausse du nombre de logements vacants pourrait masquer une augmentation plus importante de la non réponse ?

La première partie de l'analyse montre quelques statistiques descriptives : celles-ci indiquent que globalement, le taux de réponse dans l'échantillon issu de la taxe d'habitation est légèrement plus faible que dans l'échantillon issu du recensement. Toutefois, cet écart est variable selon le trimestre et la vague sans qu'aucun effet systématique ne semble se dégager. En effet, les facteurs expliquant le taux de réponse sont nombreux et jouent dans des sens différents. Par exemple, une part plus importante des grappes a été attribuée à des enquêteurs débutant dans l'enquête. Il est donc important d'effectuer des analyses toutes choses égales par ailleurs. La deuxième partie de l'analyse utilise alors des modèles de régression pour démêler les différents effets. Expliquer le taux de réponse par un modèle de régression est évidemment un exercice délicat, d'autant que nous manquons de variables caractérisant les ménages eux-mêmes. Les conclusions de nos modèles devront donc être confirmées par des études complémentaires. En l'état, nos modèles montrent que la baisse du taux de réponse n'est pas due à la nouvelle base de sondage. L'effet du nombre de logements dans chaque grappe est en revanche ambigu et demande davantage d'investigations. Par ailleurs, un démarrage tardif de la collecte a un effet négatif notable sur le taux de réponse ; les enquêteurs nouvellement embauchés sur l'enquête emploi ont en outre des résultats moins bons que les « anciens » en terme de taux de réponse. Ces différents effets ne suffisent cependant pas à expliquer toute la baisse du taux de réponse.

1. Statistiques descriptives

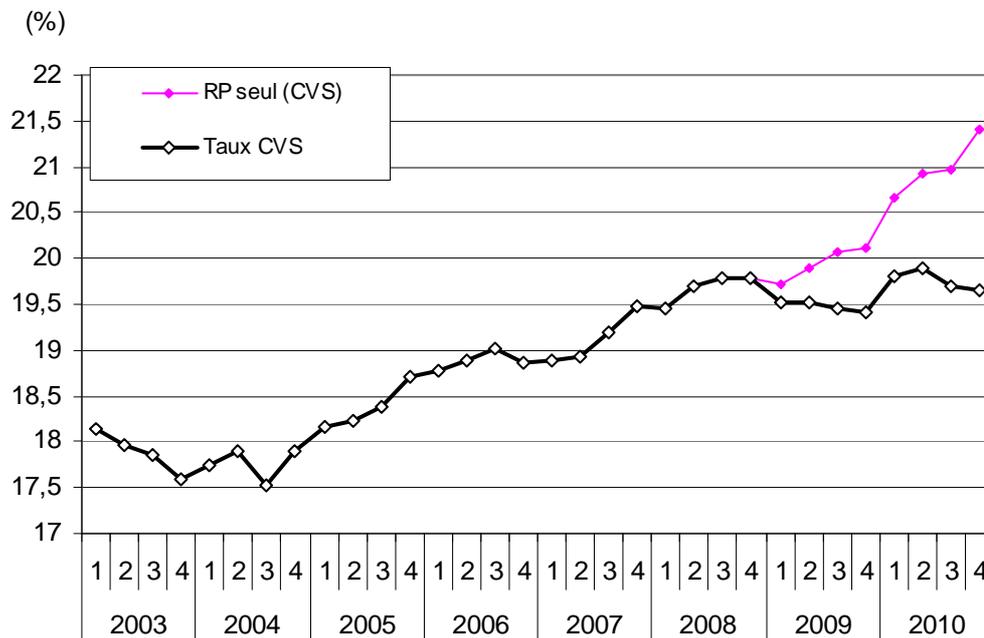
- **Evolution du taux de logements hors champ**

Le taux de hors champ, en hausse régulière depuis 2005, s'est stabilisé à partir de 2009. Mais cette stabilisation est due à l'introduction progressive de l'échantillon TH, dans lequel le taux de hors champ est plus faible : du fait du mode de tirage différent des logements non principaux, le taux de résidences secondaires est nettement inférieur dans l'échantillon TH par rapport à l'échantillon RP.

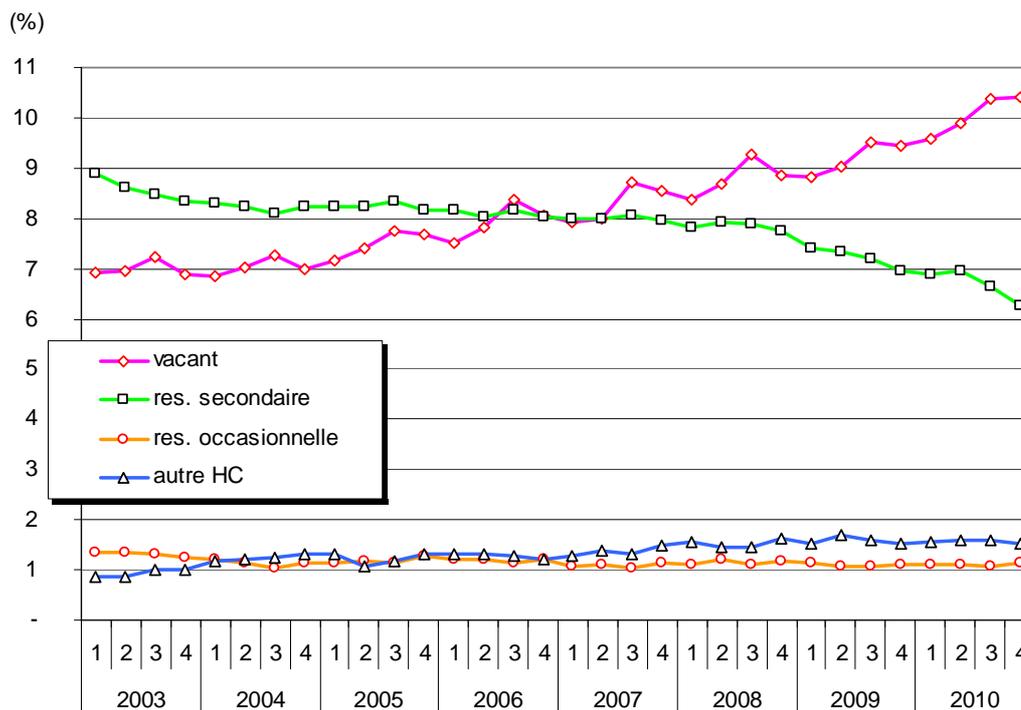
Les taux de logements hors champ, hors résidences secondaires, sont comparables entre RP et TH, notamment le taux de logements vacants. Celui-ci augmente dans les deux échantillons, poursuivant la hausse initiée en 2005. Cette hausse pose question, dans la mesure où elle ne correspond pas aux

évolutions de parc de logements établies à partir du recensement, qui font plutôt état d'une stabilité (voire d'une légère baisse) du taux de logements vacants.

Graphique 1 : taux de logements hors champ désaisonnalisé



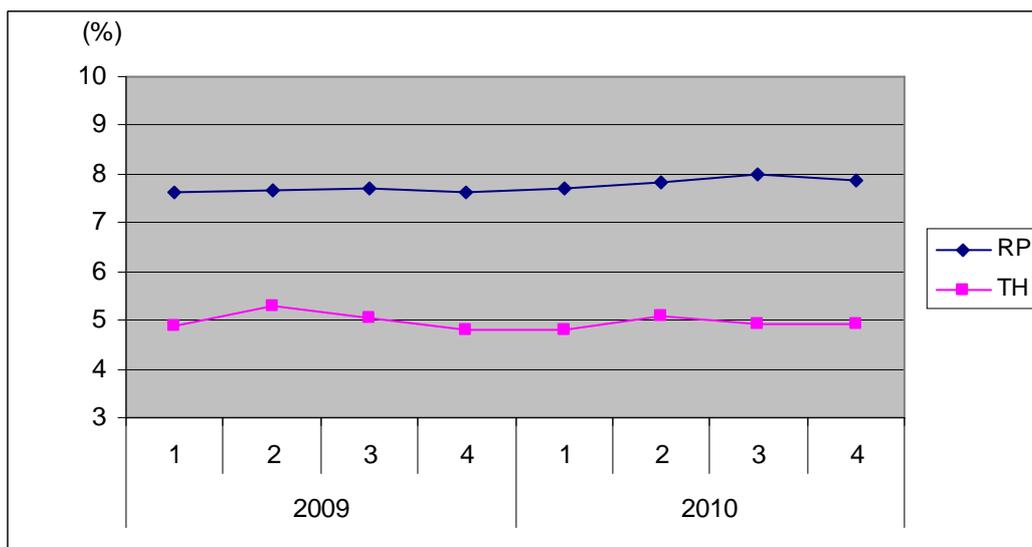
Graphique 2 : évolution des taux de logements hors champ par type



Résidences secondaires

De façon à limiter la charge des enquêteurs dans les grappes contenant un nombre trop important de résidences non principales, une procédure d'échantillonnage a été mise en place après le tirage de l'échantillon TH. Le taux de résidences secondaires dans la TH est ainsi inférieur de près de 3 points au taux de résidences secondaires dans le RP.

Graphique 3 : Comparaison des taux de résidences secondaires dans les deux échantillons



Autres logements hors champ (détruits, disparus par fusion,...)

Afin de s'affranchir de l'effet rang d'interrogation, on s'intéresse uniquement aux logements en 1^{ère} interrogation (certains logements étant exclus de l'échantillon aux trimestres suivants).

Le taux d'autres logements hors champ est proche entre les deux échantillons. Une part importante de ces logements hors champ correspond dans le RP à des logements enquêtés à tort car hors des limites de l'aire, problème qui n'existe pas dans la TH. On trouve dans l'échantillon TH plus de logements ayant perdu leur usage d'habitation ou disparus par fusion.

Graphique 4 : Comparaison des taux d'autres hors champ en 1^{ère} interrogation.

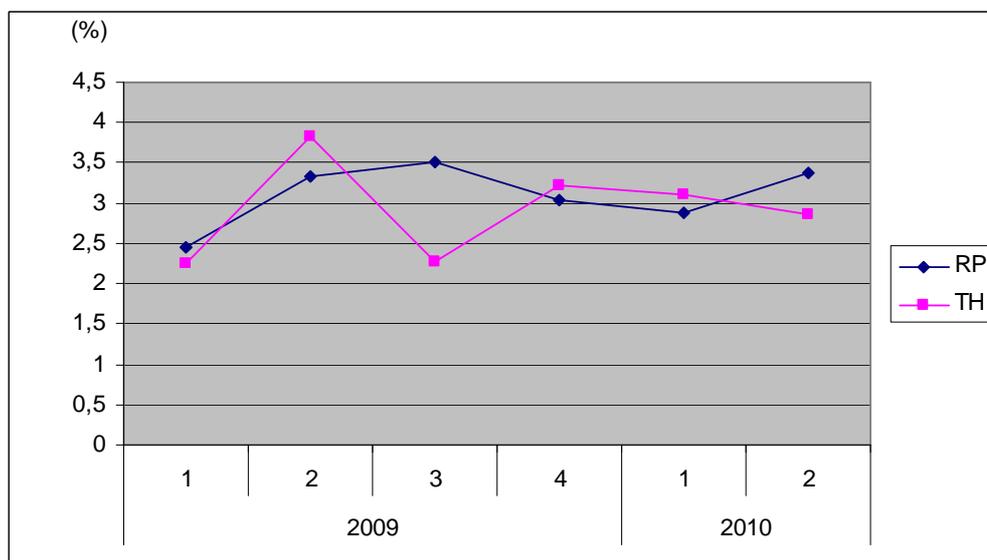


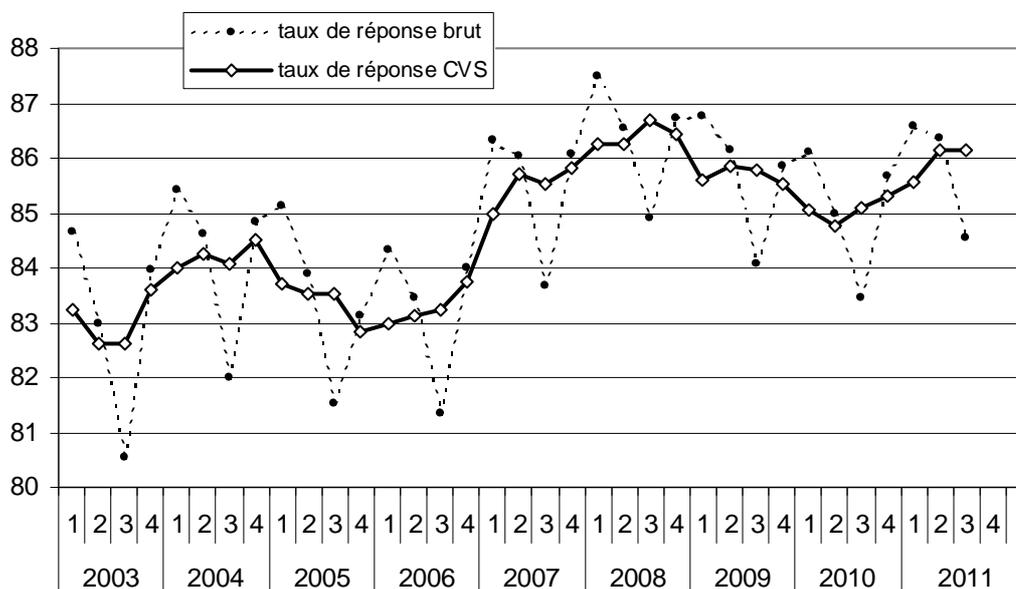
Tableau 1 : répartition des autres logements hors champ (en 1^{ère} interrogation) selon leur type

T1 2009 - T2 2010	RP	TH
Logements détruits	27%	20%
Logements ayant perdu leur usage d'habitation	23%	36%
Logements disparus par fusion	16%	35%
Logements enquêtés à tort (hors des limites de l'aire)	26%	-
Autres	6%	9%

- **Évolution du taux de réponse**

Le taux de réponse (rapport du nombre de logements répondants au nombre de logements dans le champ) a connu une baisse importante entre le T1 2009 et le T2 2010. Cette période coïncide avec la phase d'introduction de l'échantillon TH correspondant à l'augmentation de 50% de la taille de l'échantillon. Cette baisse du taux de réponse laissait craindre un effet direct de la nouvelle base de sondage sur la collecte. Néanmoins, à partir du T3 2010, le taux de réponse est reparti à la hausse, jusqu'à retrouver au T2 2011 un niveau proche de celui de 2008. On peut donc supposer que d'autres effets plutôt liés à l'augmentation de la taille de l'échantillon (augmentation de la charge de travail des enquêteurs, apprentissage nécessaire pour les enquêteurs nouvellement recrutés) auraient pu jouer sur la baisse du taux de réponse.

Graphique 5 : taux de réponse de l'enquête emploi, brut et désaisonnalisé



- **Écart de taux de réponse entre aires et grappes par vague d'interrogation**

On constate un léger écart entre les taux de réponse des aires et des grappes, en défaveur des grappes. Toutefois, cet écart est variable selon le trimestre et la vague sans qu'aucun effet systématique ne semble se dégager. Il faut garder en tête que sur cette période, les grappes sont nécessairement localisées dans des zones entièrement nouvelles pour les enquêteurs, puisqu'elles appartiennent à de nouveaux secteurs, tandis que les aires appartiennent à des secteurs déjà connus des enquêteurs.

Tableau 2 : différence entre le taux de réponse des aires et celui des grappes, en fonction du trimestre et de la vague d'interrogation

RGA	T1 2009	T2 2009	T3 2009	T4 2009	T1 2010	T2 2010	T3 2010	T4 2010	T1 2011	T2 2011	T3 2011
1	1,1	-2,0	1,2	1,8	0,1	3,7					
2		1,5	-0,1	1,8	1,1	-0,8	2,5				
3			2,5	0,0	1,1	0,3	-0,3	1,7			
4				2,3	1,3	1,0	-0,2	-0,6	0,7		
5					2,1	0,3	1,3	-0,7	-1,0	0,8	
6						0,5	-0,1	0,9	1,0	0,2	0,3
Ens	1,1	-0,3	1,3	1,5	1,1	0,8	0,6	0,3	0,2	0,5	0,3

• **Taux de réponse et tailles des aires et grappes au T3 2010**

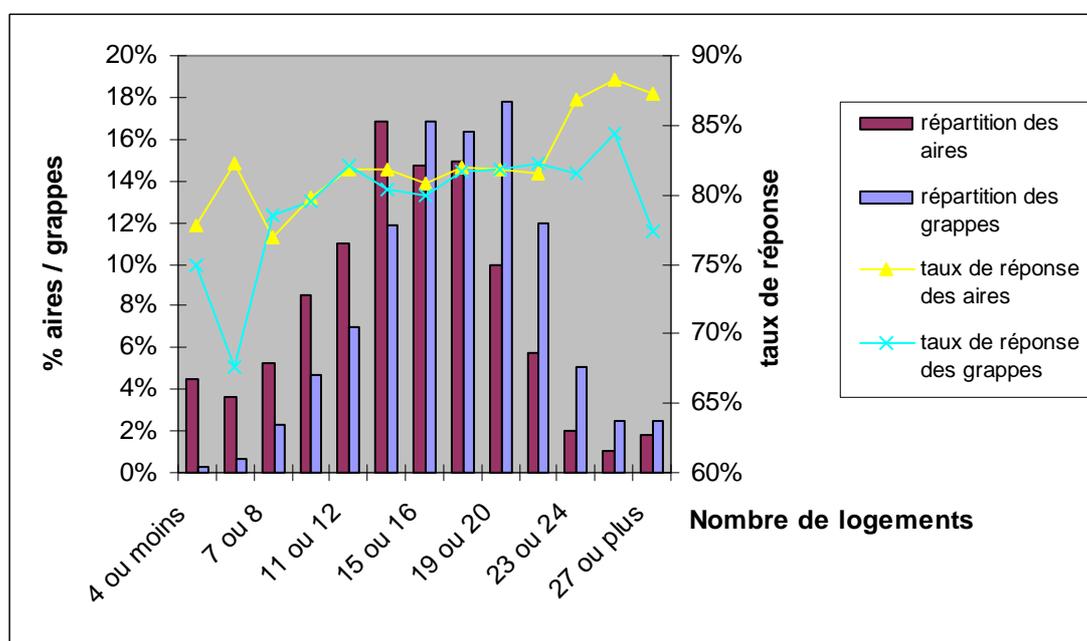
Concernant les aires, le taux de réponse augmente lorsque le nombre de résidences principales devient important. Ce phénomène s'observe aussi aux trimestres précédents. Il ne s'agit évidemment pas d'un effet à prendre à la lettre ; il est peu probable que la collecte soit plus facile quand il y a davantage de logements. Il reflète probablement différents autres effets : des effets liés aux types de zones ainsi que des effets d'attribution des aires importantes par les DR, celles-ci privilégiant peut-être les enquêteurs les plus performants en terme de taux de réponse et/ou les plus expérimentés.

Ce phénomène est moins net dans les grappes : le taux de réponse semble plutôt moins important dans les grandes grappes, mais l'effet est plus ou moins visible selon les trimestres.

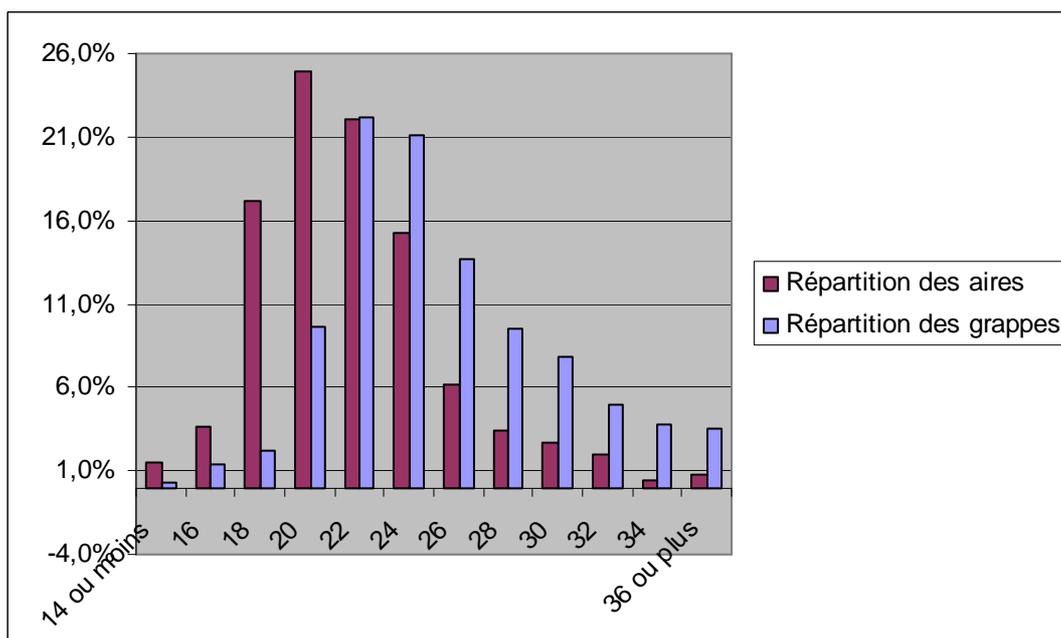
La distribution du nombre de logements montre que les grappes ont en moyenne davantage de résidences principales que les aires. C'était une demande forte des enquêteurs qui a été prise en compte lors de la constitution du nouvel échantillon : la nouvelle base de sondage a permis de mieux contrôler le nombre de résidences principales et de garantir une taille conséquente pour la grande majorité des grappes.

Toutefois, cela a pu se faire au prix d'un élément plus dommageable à court terme : la taille totale des grappes, y compris résidences secondaires, a également fortement augmenté (cf. graphique 7). Il faudra contrôler que cela n'a pas d'incidence négative sur la collecte.

Graphique 6 : taux de réponse brut et nombre de logements principaux, en différenciant les aires et les grappes



Graphique 7 : nombre total de logements, en différenciant les aires et les grappes

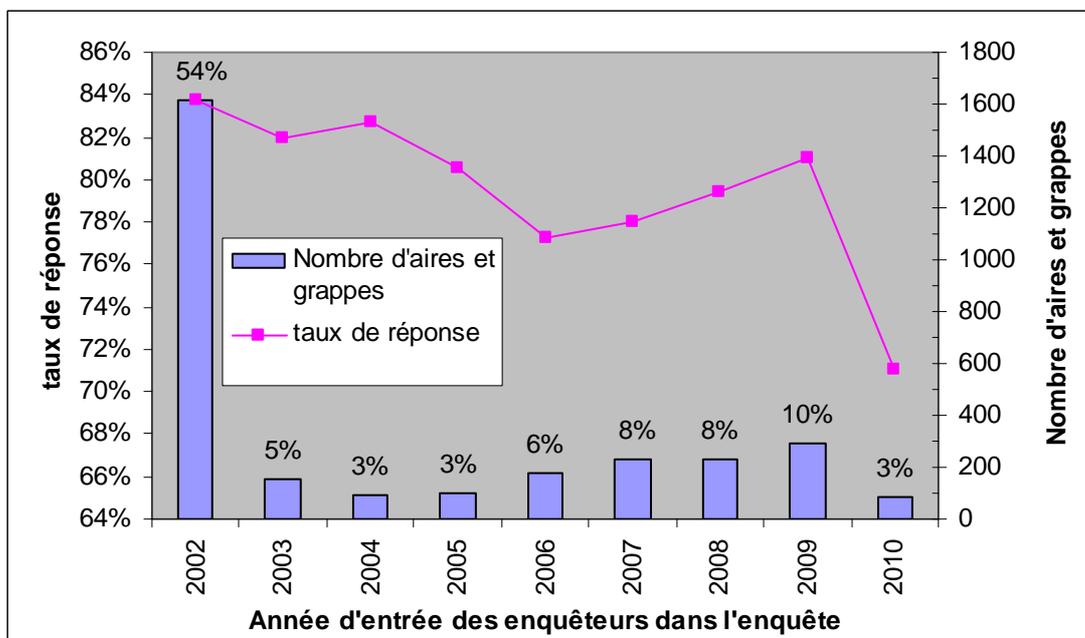


- **Taux de réponse des aires / grappes et ancienneté des enquêteurs dans l'enquête emploi au T3 2010**

Le taux de réponse est nettement meilleur pour les enquêteurs présents sur l'enquête emploi depuis au minimum 2002 et est plus faible pour les nouveaux enquêteurs, et plus particulièrement les débutants. Ceci peut refléter un effet « expérience », les enquêteurs les plus anciens ayant plus de facilité pour convaincre les ménages de répondre. Il faut bien voir toutefois que l'attribution des zones n'est probablement pas aléatoire. Il est possible par exemple que ce soit davantage à Paris qu'on ait eu besoin de recruter de nouveaux enquêteurs, là où le taux de réponse est « par nature » plus faible qu'ailleurs (du fait de la difficulté de rentrer dans les immeubles ainsi que de la proportion importante de personnes qui travaillent tard). Là encore, une analyse toutes choses égales par ailleurs est nécessaire.

La forte baisse du taux pour les débutants ne s'observe pas toujours aussi nettement selon le trimestre. En revanche, les niveaux sont systématiquement plus élevés pour les plus anciens (avant 2003) que pour les autres.

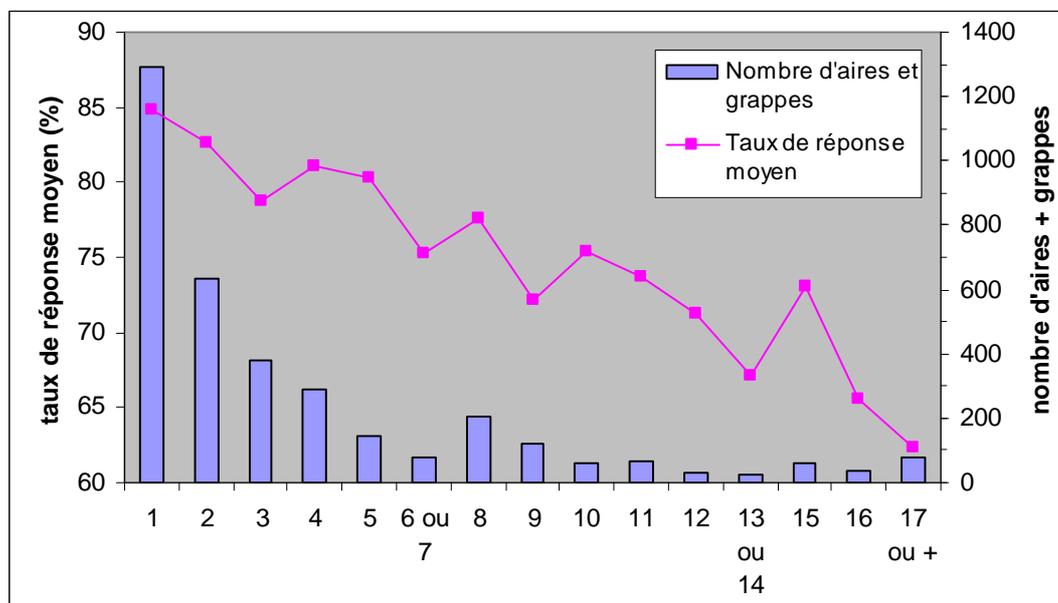
Graphique 8 : taux de réponse selon l'année où l'enquêteur a débuté sur l'enquête emploi



- **Taux de réponse et nombre de jours séparant la fin de la semaine de référence du début de la collecte (T3 2010)**

Le taux de réponse est meilleur lorsque le début de la collecte intervient tôt.

Graphique 9 : taux de réponse selon le nombre de jours séparant la fin de la semaine de référence et le début de la collecte



2. Résultats des modèles

2.1. Modèles explicatifs du taux de réponse

On cherche à démêler les différents effets qui influent sur le taux de réponse, et notamment estimer si les grappes sont plus « difficiles » à collecter, une fois pris en compte le type de zone, l'ancienneté des enquêteurs, ainsi que la charge de travail. Pour cela, différentes régressions ont été estimées.

L'estimation a d'abord été réalisée au niveau enquêteur * trimestre * aire/grappe, afin de mettre en évidence un éventuel effet grappe. Les caractéristiques de chaque enquêteur sont contrôlées grâce à une indicatrice pour chaque enquêteur (effet fixe enquêteur), l'estimation étant réalisée sur des données qui contiennent un identifiant anonymisé d'enquêteur. Cela permet de contrôler au mieux des différences propres à chaque enquêteur et d'estimer l'effet grappe plus proprement, la régression revenant, en simplifiant, à comparer les taux de réponse obtenus pour un enquêteur donné sur les aires et les grappes qu'il collecte.

Puis, une autre estimation est effectuée au niveau enquêteur * trimestre, en enlevant les indicatrices, on cherche alors à estimer l'impact de l'ancienneté des enquêteurs sur le taux de réponse.

Il faut noter que nous manquons de variables caractérisant les ménages. Certaines variables permettent heureusement de contrôler le type de zone (taille d'unité urbaine, ZUS, type d'habitation). Nous manquons de fait de variables sur les bases de sondage pour caractériser davantage le type de ménages se trouvant dans chaque zone. C'est un élément qui fragilise probablement nos résultats.

- **Analyse sur une base enquêteur-trimestre-aire/grappe**

L'estimation est ici faite au niveau enquêteur*trimestre*aire/grappe, afin de mettre en évidence un éventuel effet grappe.

L'ancienneté, la charge de travail, ainsi que d'autres caractéristiques des enquêteurs ayant un impact possible sur le taux de réponse, sont pris en compte via un effet fixe pour chaque enquêteur.

On introduit des variables indicatrices de la taille d'unité urbaine et des indicatrices des rangs d'interrogation, une variable indiquant la part de logements en ZUS dans la grappe ou l'aire, des variables indiquant la part de logements de chaque type (maison, immeuble), ainsi qu'une variable indiquant si la collecte a démarré tôt ou non.

Afin de caractériser l'effet des grappes, on introduit des indicatrices croisées grappe * rang d'interrogation permettant de repérer un éventuel effet grappe non expliqué par les autres variables.

Par ailleurs, des variables de nombres de logements dans les aires et grappes devraient permettre de contrôler de potentiels effets de taille. On crée pour cela quatre variables croisées :

- Résidences principales Aires = (Nombre de résidences principales de l'aire - nombre moyen de résidences principales des aires) * (aire=1) ;
- Résidences non principales Aires = (Nombre de résidences non principales dans l'aire - nombre moyen de résidences non principales dans les aires) * (aire=1) ;
- Résidences principales Grappes = (Nombre de résidences principales dans la grappe - nombre moyen de résidences principales dans les grappes) * (grappe=1) ;
- Résidences non principales Aires = (Nombre de résidences non principales de la grappe - nombre moyen de résidences non principales dans les grappes) * (grappe=1) ;

Les résultats de l'estimation sont indiqués dans le tableau 1.

Tableau 1: régression du taux de réponse par enquêteur, trimestre, aire/grappe sur différentes variables caractérisant les aires/grappes ainsi qu'un effet fixe pour chaque enquêteur

R² : 0,41

	Paramètre	P-Value
Constante	86,42	
Début de collecte	-0,55	<,0001
Proportion ZUS	0,51	ns
Résidences non principales Aires	-0,16	<,0001
Résidences non principales Grappes	-0,32	<,0001
Résidences principales Aires	0,02	ns
Résidences principales Grappes	-0,14	<,0001
Grappe en rang 1	0,24	ns
Grappe en rang 2	0,29	ns
Grappe en rang 3	-0,10	ns
Grappe en rang 4	-0,15	ns
Grappe en rang 5	0,10	ns
Grappe en rang 6	-0,27	ns
T091	0,46	ns
T092	(ref)	(ref)
T093	-1,84	<,0001
T094	-0,09	ns
T101	-0,65	0,0276
T102	-1,63	<,0001
T103	-2,96	<,0001
T104	-0,78	0,0105
T111	-0,23	ns
T112	-0,37	ns

Rang d'interrogation 1	-1,86	<,0001
Rang d'interrogation 2	(ref)	(ref)
Rang d'interrogation 3	1,03	0,0005
Rang d'interrogation 4	1,60	<,0001
Rang d'interrogation 5	1,51	<,0001
Rang d'interrogation 6	3,40	<,0001
Taille urbaine 0	2,55	<,0001
Taille urbaine 1	-0,06	ns
Taille urbaine 2	0,82	ns
Taille urbaine 3	0,41	ns
Taille urbaine 4	(ref)	(ref)
Taille urbaine 5	-1,75	0,0001
Taille urbaine 6	-0,20	ns
Taille urbaine 7	0,61	ns
Taille urbaine 8	-3,84	<,0001
Proportion de maisons individuelles	(ref)	(ref)
Proportion d'immeubles collectifs	-5,85	<,0001
Proportion autres	-5,78	0,0003

L'effet de la taille des aires et des grappes est ambigu. On constate que plus le nombre de résidences principales des aires est important, meilleur est le taux de réponse ; il semble donc que l'effet taille ne soit pas uniquement lié à l'attribution des aires les plus conséquentes aux enquêteurs les plus performants. L'effet est inverse dans les grappes. En revanche, le nombre de résidences non principales a un effet négatif aussi bien dans les aires que dans les grappes, quoiqu'il soit plus important dans les grappes.

Par ailleurs, les coefficients des variables croisées grappe * rang d'interrogation ne sont pas significatifs. Il semble donc qu'il n'y ait pas d'effet négatif lié à la nouvelle base de sondage. Ces coefficients restent non significatifs même lorsqu'on enlève les variables caractérisant la taille des aires et des grappes ; l'estimation n'est donc pas « perturbée » par l'endogénéité des tailles.

Le nombre de jours entre la fin de la semaine de référence et le début de la collecte a un effet négatif important sur le taux de réponse.

La situation en zone urbaine sensible n'a pas d'impact significatif sur le taux de réponse. On constate en revanche un effet important du type d'habitation : le taux de réponse augmente avec la proportion de maisons individuelles. On notera que lorsqu'on retire le type d'habitation du modèle, l'impact du taux de ZUS devient significativement négatif (-0,3).

Le rang d'interrogation influe sur le taux de réponse, négativement pour le rang 1 et positivement pour tous les autres rangs (de façon croissante), en particulier le rang 6.

On observe un impact négatif de la taille urbaine 8 (correspondant à l'Ile de France). La taille urbaine 5 a aussi un effet négatif.

L'impact négatif du T3 2009 correspond au moins en partie à la saisonnalité. Les coefficients négatifs correspondant aux 4 trimestres de 2010 indiquent une baisse du taux de réponse par rapport à 2009 non expliquée par ailleurs. Les coefficients correspondant aux T1 et T2 2011 ne sont pas significatifs et correspondent à la remontée du taux de réponse.

- **Analyse sur une base enquêteur - trimestre**

Une autre estimation est menée à un niveau un peu plus agrégé : par enquêteur et par trimestre. Les taux de réponse au niveau des aires / grappes sont en effet très volatiles, ce qui peut poser des difficultés d'estimation.

On cherche ici à mettre en évidence certains effets spécifiques liés aux enquêteurs, tels que l'ancienneté et la charge de travail. Les effets fixes enquêteurs sont donc retirés de l'équation. La charge de travail est estimée par le nombre d'aires et de grappes enquêtées, et l'ancienneté est observée sous la forme de variables indicatrices de l'année d'entrée de l'enquêteur dans l'EEC.

Les variables indiquant le nombre de logements dans les aires et grappes et le début de la collecte correspondent à une moyenne par enquêteur et par trimestre. La taille urbaine, le rang d'interrogation, les variables ZUS et type de logements sont intégrés à l'équation sous la forme de variables correspondant à la part de logements de chaque type par rapport au nombre total de logements à la charge de l'enquêteur.

Tableau 2: régression du taux de réponse par enquêteur et trimestre sur différentes variables caractérisant les aires/grappes et les enquêteurs (pas d'effet fixe enquêteur)

R² : 0,28

	Paramètre	P-Value
Constante	89,220	
Début de collecte	-1,297	<,0001
Proportion de ZUS (%)	1,187	ns
Résidences non principales Aires	-0,048	ns
Résidences non principales Grappes	-0,179	0,018
Résidences principales Aires	0,131	ns
Résidences principales Grappes	-0,229	0,011
Proportion d'aires(%)	0,009	ns
Charge de travail	0,383	<,0001
Entrée dans l'EEC en 2002	0,376	ns
Entrée dans l'EEC en 2003	-0,942	ns
Entrée dans l'EEC en 2004	(ref)	(ref)
Entrée dans l'EEC en 2005	-2,920	0,002
Entrée dans l'EEC en 2006	-2,895	0,001
Entrée dans l'EEC en 2007	-2,429	0,003
Entrée dans l'EEC en 2008	-2,557	0,002
Entrée dans l'EEC en 2009	-2,864	0,000
Entrée dans l'EEC en 2010	-6,699	<,0001
Entrée dans l'EEC en 2011	-1,667	ns

T091	0,234	ns
T092	(ref)	(ref)
T093	-1,043	0,050
T094	0,214	ns
T101	-0,443	ns
T102	-1,683	0,002
T103	-2,097	0,000
T104	0,502	ns
T111	0,952	ns
T112	0,906	ns
Proportion en rang 1 (%)	-1,028	ns
Proportion en rangs intermédiaires	(ref)	(ref)
Proportion en rang 6 (%)	1,451	0,025
Proportion de TU 0	2,754	0,000
Proportion de TU1	-2,073	ns
Proportion de TU2	0,288	ns
Proportion de TU3	-1,181	ns
Proportion de TU4	(ref)	(ref)
Proportion de TU5	-0,058	ns
Proportion de TU6	1,957	0,013
Proportion de TU7	0,915	ns
Proportion de TU8	-3,107	<,0001
Proportion de maisons individuelles	(ref)	(ref)
Proportion d'immeubles collectifs	-8,54	<,0001
Proportion autres	-1,18	ns

On retrouve des résultats assez cohérents avec les résultats du tableau 1 en ce qui concerne les variables caractérisant les grappes et les aires (taille urbaine, nombre de résidences principales et non principales, rang d'interrogation, type de d'habitation). La proportion d'aires n'est pas significative, il n'y a donc toujours pas d'effet spécifique des grappes.

L'ancienneté des enquêteurs dans l'enquête joue un rôle important : le taux de réponse des enquêteurs entrés dans l'EEC à partir de 2005 est significativement plus faible, et on note un effet « débutant » négatif particulièrement important, comme l'indique le coefficient correspondant aux enquêteurs entrés dans l'enquête en 2010. En revanche, pour les enquêteurs embauchés en 2011, l'effet n'est pas significatif.

La charge de travail a un effet positif significatif, qui n'est donc pas seulement expliquée par la corrélation positive entre charge de travail et ancienneté des enquêteurs.

Il existe également un effet négatif important des T2 et T3 2010 que l'entrée dans l'enquête de nouveaux enquêteurs ne suffit pas à expliquer.

2.2. Modèles explicatifs du taux de hors champ

L'estimation est ici uniquement réalisée au niveau enquêteur * trimestre * aire/grappe, en utilisant un modèle presque identique à celui utilisé pour l'analyse du taux de réponse.

Le taux de hors champ que l'on cherche à expliquer est calculé en pondérant les logements par leur poids de sondage, de façon à s'affranchir d'un mode de tirage des logements non principaux différent dans le cas de la TH.

Tableau 3: régression du taux de hors champ par enquêteur, trimestre, aire/grappe sur différentes variables caractérisant les aires/grappes ainsi qu'un effet fixe pour chaque enquêteur

R² : 0,41

	Paramètre	P-Value
Début de collecte	0,46	<,0001
Proportion de ZUS	-3,25	<,0001
Nombre total logements Aires	-0,16	<,0001
Nombre total logements grappes	0,96	<,0001
Grappe en rang 1	-1,71	0,000
Grappe en rang 2	-1,86	<,0001
Grappe en rang 3	-1,25	0,003
Grappe en rang 4	-1,15	0,011
Grappe en rang 5	-1,43	0,005
Grappe en rang 6	-1,61	0,003
T091	0,03	ns
T092	(ref)	(ref)
T093	0,11	ns
T094	0,25	ns
T101	0,67	ns
T102	1,01	0,006
T103	1,19	0,001
T104	1,25	0,001
T111	1,29	0,001
T112	1,17	0,008
Rang d'interrogation 1	0,69	ns
Rang d'interrogation 2	(ref)	(ref)
Rang d'interrogation 3	-0,02	ns
Rang d'interrogation 4	0,20	ns
Rang d'interrogation 5	0,56	ns
Rang d'interrogation 6	1,59	<,0001
Taille urbaine 0	8,82	<,0001
Taille urbaine 1	4,88	<,0001
Taille urbaine 2	4,31	<,0001
Taille urbaine 3	4,08	<,0001
Taille urbaine 4	(ref)	(ref)
Taille urbaine 5	-1,48	0,011
Taille urbaine 6	0,04	ns
Taille urbaine 7	-1,87	0,002
Taille urbaine 8	0,96	ns
Proportion de maisons individuelles	(ref)	(ref)
Proportion d'immeubles collectifs	7,70	<,0001

Contrairement à ce qu'on a pu observer pour le taux de réponse, il semble se dégager un effet spécifique des grappes sur le taux de hors champ : le taux de hors champ est plus faible dans les grappes. Cet effet spécifique est contrebalancé par l'effet du nombre de logements, positif dans les grappes et négatif dans les aires. On notera que l'effet spécifique des grappes est toujours significatif et de même signe lorsqu'on enlève les variables caractérisant la taille des aires et des grappes : l'estimation n'est donc pas « perturbée » par l'endogénéité des tailles.

On notera par ailleurs l'impact de la dernière interrogation, qui augmente le taux de hors champ. Ce résultat reste difficile à analyser.

Le taux de hors champ est d'autant plus important que la collecte démarre tard, ce qui pourrait laisser penser que le manque de temps conduit dans certains cas les enquêteurs à classer des logements non répondants en hors champ.

L'impact très négatif de la proportion de logements en ZUS est plutôt conforme à l'intuition.

Bibliographie

Christine M., *La construction de l'échantillon de la future enquête Emploi en continu à partir du recensement de 1999*. Acte JMS, 2002.

Loonis V., *La construction du nouvel échantillon de l'enquête Emploi en continu à partir des fichiers de la taxe d'habitation*. Acte JMS, 2009.

Durier S., Prost C., *L'enquête auprès des non-répondants à l'Enquête Emploi*. Acte JMS, 2009.