

# Le Panel européen : l'intérêt d'un panel d'individus

Pascale Breuil-Genier et Hélène Valdelièvre\*

---

Des *panels d'individus* et des *panels de logements* peuvent être utilisés pour reconstituer des trajectoires individuelles sur plusieurs années : dans le premier cas, dont le *Panel européen* est un exemple, les enquêtés sont suivis d'une année sur l'autre même s'ils déménagent, alors que dans le second cas, les logements sont ré-enquêtés, que leurs occupants aient changé ou non.

Le recours à un panel d'individus semble nécessaire pour les analyses longitudinales, dès lors que le phénomène étudié n'est pas indépendant de l'existence d'un déménagement, que la période d'observation est longue ou la population à étudier est mobile. En effet, ne pas suivre les personnes qui déménagent revient à se priver d'une part de plus en plus importante de l'échantillon, et peut nuire fortement à sa représentativité. Des statistiques descriptives comme le taux d'emploi à trois ans des jeunes initialement en études peuvent en être fortement modifiées.

À l'inverse, les statistiques en coupe tirées de panels de logements sont de meilleure qualité, car moins soumises à l'attrition. Ainsi, choisir entre un panel d'individus et un panel de logements revient dans une large mesure à arbitrer entre représentativité en coupe et possibilité de suivi sur longue période. Une étude comparée, pour la France, des taux de transition entre emploi, chômage et inactivité dans les quatre premières vagues du *Panel européen* et dans les enquêtes *Emploi* montre que la perte de représentativité du panel au bout de quatre vagues reste négligeable, et en tout cas d'importance plus limitée que les effets de mémoire.

---

\* Pascale Breuil-Genier et Hélène Valdelièvre appartiennent à la division Revenus et patrimoine de l'Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Le *Panel européen* mis en place à la demande d'Eurostat en 1994 est un *panel d'individus* : toutes les personnes considérées comme répondantes lors de la première vague (automne 1994) ont été de nouveau sollicitées pour les vagues annuelles suivantes à condition de ne pas avoir été non-répondantes pendant deux vagues de suite (1). La collecte de la huitième et dernière vague s'est déroulée à l'automne 2001, mais seules les vagues 1 à 4 (1994 à 1997) seront exploitées ici. Les « individus panel » sont suivis même s'ils déménagent, sauf s'ils sortent du champ de l'enquête (en déménageant à l'étranger ou en « institution » – c'est-à-dire dans des hôpitaux, prisons, etc.) ou s'ils décèdent (dans ces deux cas, on qualifiera ces individus de « hors champ » dans la suite).

Un panel d'individus diffère donc dans son principe d'un panel de logements. Dans des panels de logements – comme les enquêtes *Emploi* ou les enquêtes *Permanent Conditions de Vie* (PCV) – les logements enquêtés une année sont en partie de nouveau enquêtés l'année suivante. Dans le cas de l'enquête *Emploi*, dont l'échantillon de logements est renouvelé tiers par tiers, il n'est donc possible de reconstituer un historique des trajectoires d'activité sur trois ans que pour les personnes qui n'ont pas déménagé pendant trois ans. Or, on peut penser que les personnes n'ayant pas déménagé ne sont pas représentatives de la population française. C'est par exemple le constat que fait Magnac (1997) qui exploite trois années de l'enquête *Emploi* pour étudier l'influence des stages sur l'insertion professionnelle des jeunes de 18 à 29 ans : ne retenir pour l'étude que les jeunes qui ont été enquêtés trois années de suite conduit à travailler sur un échantillon de personnes plus jeunes, venant de familles où les parents ont un niveau d'éducation plus faible mais divorcent moins (2).

Le biais potentiel lié à l'utilisation d'un sous-échantillon de personnes n'ayant jamais déménagé est par ailleurs d'autant plus susceptible d'être important que les populations étudiées sont mobiles ou dans des situations précaires. Ainsi, dans l'étude de Lagarenne et Legendre (2000), 20 % des travailleurs pauvres présents dans l'enquête *Revenus Fiscaux* de 1996 (basée sur le tiers médian de l'enquête *Emploi* de 1997) ne répondent pas à l'enquête *Emploi* 1998. Cette proportion monte à 32 % pour les travailleurs pauvres qui ont connu l'année précédente un parcours incluant des passages vers l'inactivité.

Si, pour réaliser des études longitudinales, se restreindre aux personnes n'ayant jamais déménagé est susceptible de générer des biais – ce que l'on illustrera dans le cas du panel européen –, le recours à un panel d'individus ne résout pas en pratique tous les problèmes (3). On verra en effet qu'il reste plus difficile de suivre les individus qui déménagent, et plus généralement, que les personnes ré-interrogées ne sont pas parfaitement représentatives de la population. Toutefois, on montrera à travers quelques exemples que les biais liés à l'attrition (4) restent limités, et peuvent être encore réduits si les données sont redressées (par pondération). La représentativité transversale du panel européen reste bonne au bout de quatre vagues, comme une comparaison avec les enquêtes *Emploi* permet de le vérifier.

### Plus de huit individus sur dix sont encore répondants après un déménagement

Parmi les individus panels de 17 ans et plus (cf. encadré 1) qui remplissent un questionnaire individuel lors d'une vague, environ 90 % en remplissent encore un la vague suivante (cf. tableau 1). Bien que le taux de réponse soit plus faible parmi ceux qui ont déménagé, il reste élevé (entre 75 et 84 % selon les vagues). Au total, 82 % des personnes interrogées en première vague ont également répondu aux deux suivantes. Ce taux de réponse sur trois vagues sur les données françaises, est proche de ceux observés en Belgique, en Grèce, en Allemagne ou au Luxembourg. Seuls le Portugal et l'Italie arrivent à des taux de réponse nettement supérieurs (90 %), tandis qu'en Grande-Bretagne et en Irlande les taux de réponse sont plus faibles (65 %) (Eurostat, 2000).

1. À chaque vague d'enquête sont également interrogées toutes les personnes « non-panel » qui appartiennent au ménage d'un individu panel.

2. Magnac (1997) note par ailleurs que ce biais de sélection ne serait pas un problème pour l'analyse économétrique si les caractéristiques inobservables qui expliquent la sélection n'influençaient pas le phénomène étudié (en l'occurrence l'insertion) mais précise que cela n'est probablement pas le cas (par exemple, si un jeune qui trouve un emploi stable quitte ses parents, il n'est plus observé).

3. On ne discute pas dans cet article de l'alternative consistant à n'effectuer qu'une enquête ponctuelle comportant un important calendrier rétrospectif. Ce type d'enquête a l'avantage de ne pas poser de problème d'attrition, mais a l'inconvénient d'être sensible aux problèmes de mémoire (ce qui interdit sans doute les questions sur certains thèmes, comme les revenus).

4. Attrition : perte de représentativité d'un échantillon au fil du temps.

Si l'on avait renoncé à suivre les individus qui déménagent, la part d'individus de la première vague pour lesquels on aurait eu des réponses pour les trois vagues suivantes aurait été de 58 % (et non de 73 %, cf. tableau 2), soit une diminution supplémentaire de 20 % de la taille de l'échantillon. Cette perte d'échantillon s'accroît avec le nombre de vagues (5).

Dans plus de la moitié des cas, les non-réponses faisant suite à un déménagement seraient dues au fait que le nouveau ménage n'a pas été retrouvé (soit l'enquêteur n'a pas obtenu la nouvelle adresse, soit le ménage n'a pas été retrouvé à cette adresse) (cf. annexe). Lorsque la per-

sonne est retrouvée à sa nouvelle adresse, sa probabilité de réponse semble comparable à celle des enquêtés n'ayant pas déménagé (cf. tableau 3).

Au sein de ceux qui déménagent, le taux de non-réponse varie encore en fonction du « type » de déménagement. Il est, en effet, plus important chez les personnes qui quittent leur ménage (enfants qui partent, conjoints qui se séparent)

5. Elle deviendrait particulièrement forte dans un panel « long ». En effet, tous âges confondus, une personne sur deux a déménagé entre les recensements de 1990 et de 1999 (Baccaini, 2001).

#### Encadré 1

### UNE ÉTUDE BASÉE SUR LES INDIVIDUS

Dans cet article, l'unité statistique retenue sera l'*individu panel de 17 ans et plus*. En premier lieu, l'étude sera basée sur les *individus* et non sur les *ménages*. En effet, il est délicat de raisonner au niveau du ménage dès lors que l'on souhaite effectuer des analyses longitudinales, car les contours d'un ménage ne sont pas stables dans le temps (par exemple en cas de décès, divorce, décohabitation, mariage, naissance, etc.). Notamment, le ménage peut être « éclaté » si seuls certains de ses membres déménagent.

Le choix d'une limite d'âge inférieure à 17 ans est à la fois dicté par les données (les questionnaires individuels du panel, qui contiennent notamment les calendriers d'activité, ne sont posés qu'aux 17 ans et plus) et par les thèmes qui vont servir d'exemple (principa-

lement, l'analyse des trajectoires d'emploi). Pour l'analyse des trajectoires sur le marché de l'emploi, une limite d'âge supérieure sera également imposée (60 ans en première vague).

Enfin, dans la première partie de l'article, la plupart des résultats portent sur les seuls individus ayant rempli un questionnaire individuel en première vague. Parmi ces 14 334 individus, 10 409 (73 %) ont également répondu aux trois vagues suivantes. En revanche, dans la seconde partie, les taux de transition mensuels entre emploi, chômage et activité sont – sauf mention du contraire – estimés sur l'ensemble des individus de 17 ans et plus à la vague considérée (16 007 personnes), qu'ils aient ou non été présents depuis la première enquête (il suffit qu'ils soient présents lors des mois étudiés).

Tableau 1  
Taux de déménagement et taux de réponse en fonction de l'existence d'un déménagement

En %

Depuis la première vague indiquée...	V1 → V2		V2 → V3		V3 → V4		V1 → V4		
	Répartition	Taux de réponse V4	Taux de réponse V2, V3, V4						
N'ont pas déménagé	91	90	90	94	89	91	75	80	77
Ont déménagé	8	79	9	84	10	75	21	71	71
dont : ont déménagé avec leur ménage	6	81	7	86	7	77	15	73	70
dont : ont déménagé en se séparant de leur ménage	2	73	2	79	2	70	6	68	63
Ont été hors champ (y.c. décès) à au moins une vague	1	0	1	0	1	0	3	2	0
<b>Total/moyenne</b>	<b>100</b>	<b>88</b>	<b>100</b>	<b>93</b>	<b>100</b>	<b>88</b>	<b>100</b>	<b>75</b>	<b>73</b>
Effectifs	14 334	12 677	12 992	12 018	12 533	11 067	14 334	10 785	10 409

Lecture : par le jeu des arrondis, les totaux peuvent être légèrement différents de 100 %. Parmi les individus de 17 ans ou plus ayant rempli un questionnaire individuel en vague 1, 91 % n'ont pas déménagé entre les vagues 1 et 2, et parmi eux, 90 % ont répondu au questionnaire V2.

Champ : individu panel de 17 ans ou plus ayant rempli un questionnaire individuel à la première des deux vagues considérées. Données non pondérées.

Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

que chez celles qui déménagent avec l'ensemble de leur ménage. Les taux de non-réponse sont particulièrement élevés (plus d'un tiers) en cas de séparation de conjoints ou de départ d'une personne autre qu'un conjoint ou un enfant. C'est dans ces cas que retrouver l'adresse de la personne qui est partie est le plus difficile (cf. tableau 3).

### Les jeunes et les moins insérés sur le marché du travail déménagent le plus

Parmi les individus de 17 ans et plus répondants en vague 1 qui sont restés dans le champ de l'enquête lors des trois vagues suivantes, 22 % ont déménagé entre les vagues 1 et 4. Ne pas ré-interroger ces individus après leur déménagement pose deux problèmes : en premier lieu, cela réduit fortement la taille de l'échantillon exploitable pour des études longitudinales – et donc la précision des estimations – mais surtout, cela risque d'introduire un biais dans les résultats, si les individus que l'on ne ré-interroge pas sont différents de ceux que l'on ré-interroge (et en particulier si ces différences portent sur des caractéristiques inobservables). Or, les indivi-

duels qui sont les plus susceptibles de déménager sont les jeunes et les personnes les moins insérées sur le marché du travail (6), c'est-à-dire deux populations pour lesquelles l'intérêt d'études longitudinales est particulièrement important (7). On verra aussi que ces populations sont les plus difficiles à suivre en cas de déménagement.

### Près d'un jeune de 17-25 sur deux déménage en trois ans

La probabilité de déménagement varie fortement en fonction de l'âge. Elle est maximale pour les 21-25 ans, qui sont 55 % à déménager au cours des trois années étudiées (c'est-à-dire entre les vagues 1 et 4) et elle reste très élevée pour les 26-30 ans (43 %) et les 17-20 ans (36 %). Après 26 ans, le taux de déménagement en trois ans décroît avec l'âge, jusqu'à un taux

6. Voir aussi les résultats de Gobillon (2001) sur les migrations interurbaines.

7. On renvoie le lecteur à Breuil-Genier, Legendre et Valdelièvre (2001) pour une analyse des taux de déménagement et des probabilités de réponse en fonction d'autres caractéristiques socio-démographiques de la personne ou de son ménage.

Tableau 2  
Incidence du déménagement sur le pourcentage d'individus ré-interrogés

	En %	
	Absence de suivi en cas de déménagement	Suivi en cas de déménagement
Vague 2	82	88
Vagues 2 et 3	71	82
Vagues 2, 3 et 4	58	73

Lecture : parmi les individus interrogés à la vague 1, 73 % répondent aux trois vagues suivantes, mais seuls 58 % répondent aux trois vagues suivantes et ne déménagent pas entre les vagues 1 et 4.

Champ : individus panel de 17 ans ou plus ayant rempli un questionnaire individuel à la vague 1. Données non pondérées.

Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

Tableau 3  
Fréquence et causes de la non-réponse en fonction du type de déménagement

	En %			
	Répartition	Taux de non-réponse	dont : non-réponse liée à une adresse non retrouvée	dont : non-réponse liée à un refus, une absence de contact ou une raison inconnue
Déménagement sans éclatement	76	18	10	8
Déménagement avec éclatement	24	26	14	12
Séparation du conjoint	19	36	21	15
Départ d'un enfant	73	22	11	10
Départ d'une autre personne	8	44	22	21
<b>Total déménagement</b>	<b>100</b>	<b>20</b>	<b>11</b>	<b>9</b>

Lecture : par le jeu des arrondis, les totaux peuvent être légèrement différents de 100 %.

Champ : individus panel de 17 ans et plus ayant rempli un questionnaire individuel à la vague précédente et qui ont déménagé entre les deux vagues tout en restant dans le champ de l'enquête. Moyennes non pondérées sur les vagues 2, 3 et 4.

Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

de 7 % chez les personnes de plus de 61 ans (cf. tableau 4-A).

Bien que les 17-25 ans aient un fort taux de non-réponse en cas de déménagement (environ un tiers de non-répondants), suivre ceux qui déménagent permet d'obtenir des réponses sur quatre vagues pour 70 % de cette classe d'âge. N'interroger que ceux qui n'ont pas déménagé ne permettrait d'obtenir cette information longitudinale que pour 48 % des 17-20 ans et 33 % des 21-25 ans (cf. tableau 4-A), soit, en moyenne sur ces tranches d'âges, un échantillon deux fois plus faible qu'en cas de suivi lors de déménagement.

L'intérêt (tout du moins en termes de taille d'échantillon) de suivre les individus qui déménagent reste important au sein de la classe d'âge immédiatement supérieure (26-30 ans), puisque sur 76 % d'individus répondant aux quatre vagues, seuls 44 % n'ont pas déménagé. En revanche, au-delà de 30 ans, la proportion d'enquêtés qui pourraient être interrogés avec succès quatre vagues de suite en l'absence de suivi en cas de déménagement dépasse 60 %.

Mener des analyses de comportement sur la seule population des jeunes n'ayant pas déménagé implique de généraliser à l'ensemble des

Tableau 4  
Ventilation des individus panel selon l'existence d'un déménagement et la réponse aux vagues 2 à 4

A - En fonction des caractéristiques des individus en début de période

En %

Caractéristiques individuelles	Ensemble			Pas de déménagement			Déménagement				Part
	Ensemble	Répondants V2, V3 et V4	Autres	Ensemble	Répondants V2, V3 et V4	Autres	Ensemble	Répondants V2, V3 et V4	Non retrouvés	Autres non-réponses	
<b>Niveau d'études atteint</b>											
Aucun diplôme	100	72	28	91	67	24	9	5	2	2	26
CAP, BEP	100	74	27	78	60	18	22	14	5	4	20
BEPC	100	75	25	78	60	17	23	15	4	4	26
Baccalauréat	100	75	25	71	55	16	29	21	3	6	7
Baccalauréat plus 2	100	79	21	66	55	11	34	24	4	5	12
Supérieur à bac plus 2	100	78	22	64	51	13	36	27	4	5	10
<b>Total des individus</b>	<b>100</b>	<b>75</b>	<b>25</b>	<b>78</b>	<b>60</b>	<b>18</b>	<b>22</b>	<b>15</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>100</b>
<b>Occupation</b>											
Actif occupé	100	78	22	76	61	15	24	17	3	4	51
Chômeur	100	64	36	63	43	21	37	21	10	6	8
Étudiant	100	72	28	60	45	15	41	27	7	7	9
Retraité	100	73	27	93	69	24	7	4	1	2	22
Autre inactif	100	75	26	84	64	20	16	11	3	3	11
<b>Total des individus</b>	<b>100</b>	<b>75</b>	<b>25</b>	<b>78</b>	<b>60</b>	<b>18</b>	<b>22</b>	<b>15</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>100</b>
<b>Âge</b>											
17-20 ans	100	71	29	64	48	16	36	23	6	7	7
21-25 ans	100	69	31	45	33	13	55	37	10	9	9
26-30 ans	100	76	24	57	44	13	43	32	7	5	10
31-40 ans	100	79	21	75	62	13	25	17	4	4	19
41-50 ans	100	78	22	89	70	18	11	7	2	2	19
51-60 ans	100	75	25	89	67	21	12	8	1	2	13
Plus de 61 ans	100	72	28	93	67	25	7	4	1	2	23
<b>Total des individus</b>	<b>100</b>	<b>75</b>	<b>25</b>	<b>78</b>	<b>60</b>	<b>18</b>	<b>22</b>	<b>15</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>100</b>
<b>Statut des actifs</b>											
Salarié	100	78	22	75	60	15	25	18	3	4	88
Indépendant	100	76	24	84	65	19	16	11	3	3	13
<b>Total des actifs</b>	<b>100</b>	<b>78</b>	<b>22</b>	<b>76</b>	<b>61</b>	<b>15</b>	<b>24</b>	<b>17</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>100</b>
<b>PCS des actifs</b>											
Agriculteur	100	82	18	90	74	16	11	9	0	2	4
Artisan	100	71	29	80	60	20	20	11	5	4	7
Cadre supérieur	100	80	20	73	60	13	27	20	2	4	13
Profession intermédiaire	100	82	18	74	62	12	27	21	2	4	22
Employé	100	77	23	75	59	16	25	18	4	4	29
Ouvrier	100	76	24	76	61	16	24	16	4	4	25
<b>Total des actifs</b>	<b>100</b>	<b>78</b>	<b>22</b>	<b>76</b>	<b>61</b>	<b>15</b>	<b>24</b>	<b>17</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>100</b>
<b>Type de contrat de travail des salariés</b>											
CDD	100	73	27	61	47	14	39	26	6	7	10
CDI	100	79	21	76	62	15	24	18	3	4	90
<b>Total des salariés</b>	<b>100</b>	<b>78</b>	<b>22</b>	<b>74</b>	<b>60</b>	<b>14</b>	<b>26</b>	<b>18</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>100</b>

jeunes des comportements observés sur la moitié ou un tiers d'entre eux. Cela n'est problématique que si les comportements des jeunes qui déménagent diffèrent de ceux qui ne déménagent pas. Or, pour les jeunes en particulier, on peut craindre l'existence de liens directs et indirects entre changements sur le marché du travail et changements de domicile (cf. encadré 2). En effet, chez les moins de 25 ans, le déménagement correspond près de quatre fois sur dix au départ du foyer parental (cf. tableau 5). Les trajectoires des jeunes quittant leurs parents diffèrent sans doute fortement de celles des jeunes restant chez leurs parents, notamment en matière d'accès à l'emploi (8).

Pour essayer de mettre en évidence des liens directs entre changements de logement et de

situation sur le marché du travail, une première manière de faire consiste à comparer la situation d'emploi des jeunes qui déménagent avant et après leur déménagement. En fait, les déménagements s'accompagnant d'une modification quasi simultanée de situation sur le marché de

8. Plusieurs études récentes ont abordé les liens entre les différentes étapes des jeunes vers l'autonomie (cf. dossier « Jeunes : l'âge des indépendances » dans *Économie et Statistique* n° 337-338). Par exemple, Galland (2001) montre que la moitié des jeunes des générations 1968 à 1971 ont quitté leurs parents avant 21,1 ans et que l'âge médian de l'accès au premier emploi (21,2 ans) est très proche de l'âge médian de premier départ de chez les parents. L'accès à un emploi stable et la mise en couple sont eux plus tardifs (respectivement 23,3 et 23,4 ans). L'âge d'accès au premier logement indépendant (non payé par les parents ou mis gratuitement à disposition par la famille) est intermédiaire (22,5 ans). Enfin, le nombre d'années médian entre premier emploi de plus de six mois et accès à un logement autonome est proche de zéro.

Tableau 4 (suite)

**B - En fonction de leur trajectoire sur le marché de l'emploi entre novembre 1993 et octobre 1994**

En %

Trajectoire d'emploi entre novembre 1993 et octobre 94 (12 mois)	Ensemble			Pas de déménagement			Déménagement				Part
	Ensemble	Répondants V2, V3 et V4	Autres	Ensemble	Répondants V2, V3 et V4	Autres	Ensemble	Répondants V2, V3 et V4	Non retrouvés	Autres non répondants	
<b>Emploi tous les mois</b>	<b>100</b>	<b>79</b>	<b>21</b>	<b>78</b>	<b>63</b>	<b>15</b>	<b>22</b>	<b>16</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>58</b>
Tous les mois à temps complet	100	79	21	76	62	15	24	18	3	4	44
Au moins un mois en temps partiel	100	82	18	79	66	13	21	16	3	3	7
Au moins un mois en indépendant	100	76	25	84	66	18	16	10	3	4	8
<b>Emploi et non-emploi</b>	<b>100</b>	<b>69</b>	<b>31</b>	<b>61</b>	<b>44</b>	<b>16</b>	<b>39</b>	<b>25</b>	<b>8</b>	<b>7</b>	<b>13</b>
Emploi puis chômage	100	62	38	59	43	16	41	20	12	9	2
Chômage puis emploi	100	71	29	63	47	16	37	24	6	8	2
Alternances d'emploi et de chômage	100	68	32	59	42	17	41	26	10	5	3
Activité et inactivité (+ chômage)	100	72	29	61	45	16	39	26	6	6	6
<b>Jamais d'emploi</b>	<b>100</b>	<b>73</b>	<b>28</b>	<b>71</b>	<b>54</b>	<b>17</b>	<b>29</b>	<b>18</b>	<b>6</b>	<b>5</b>	<b>29</b>
<b>Ensemble (âge actif)</b>	<b>100</b>	<b>76</b>	<b>24</b>	<b>74</b>	<b>58</b>	<b>16</b>	<b>26</b>	<b>18</b>	<b>4</b>	<b>4</b>	<b>100</b>

Champ : pour 4-A, individus panel de 17 ans ou plus en 1994 ayant rempli un questionnaire individuel en première vague et caractéristiques de 1994. Pour 4-B, individus panel de 17 à 60 ans répondant en 1994. Individus hors champ en vagues 2, 3 ou 4 exclus. Données pondérées (pondérations de la vague 1).

Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

Tableau 5  
**Type de déménagement chez les 25 ans et moins**

	Répartition en %
Déménagement sans éclatement	55
Déménagement avec éclatement	45
Séparation du conjoint	3
Départ d'un enfant	39
Départ d'une autre personne	3
<b>Total déménagement</b>	<b>100</b>

Champ : individus panel de 17 à 25 ans ayant rempli un questionnaire individuel à la vague précédente et qui ont déménagé entre les deux vagues. Moyennes non pondérées sur les vagues 2 à 4.

Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

## Encadré 2

### LIENS ENTRE DÉMÉNAGEMENT ET MODIFICATION DE SITUATION SUR LE MARCHÉ DE L'EMPLOI

Compte tenu de l'importance des thématiques liées à la reprise ou la perte d'emploi (en particulier dans les études portant sur des panels), il est intéressant de voir dans quelle mesure déménagement et modification de la situation sur le marché de l'emploi peuvent être liés (1). Un tel lien peut être direct : par exemple, une personne déménage pour aller exercer un emploi qu'elle a trouvé loin de son domicile, ou elle déménage à la suite d'une perte d'emploi vers un logement moins cher. Ce lien peut aussi être indirect : les personnes les moins insérées sur le marché de l'emploi auraient une résidence moins stable.

#### Des liens directs ou des changements simultanés peu importants

Une première manière de voir s'il existe des liens directs entre changements sur le marché de l'emploi et

déménagement est de comparer le statut d'occupation des personnes qui déménagent avant et après leur déménagement (cf. tableau A). Que ce soit chez les jeunes ou sur l'ensemble de la population, les changements de situations coïncidant avec un déménagement semblent rares. Plus précisément, dans 87 % des cas, les personnes qui sont en emploi, au chômage, en études ou en inactivité (autre que les études) deux mois avant un déménagement sont encore dans la même situation deux mois après (2). Il n'est pas possible de savoir à travers le calendrier d'activité si ces

→

1. Les analyses de cet encadré ne sont menées que pour les seules personnes qui répondent, pour lesquelles il est possible d'exploiter la date de déménagement, le calendrier d'activité et le motif de déménagement. Plus précisément, l'échantillon est restreint aux personnes ayant répondu aux quatre vagues.

Tableau A

#### Situations sur le marché de l'emploi deux mois avant et deux mois après le déménagement

En %

	Ensemble	Hommes	Femmes
<b>De 17 à 20 ans</b>			
Études → études	64	n.s.	n.s.
Emploi → emploi	14	n.s.	n.s.
Sans emploi (hors études) → sans emploi	11	n.s.	n.s.
<i>dont initialement au chômage</i>	8		
<i>dont initialement inactif (hors études)</i>	3		
Études → emploi	5	n.s.	n.s.
Autres situations (emploi → pas emploi, sans emploi → emploi)	6	n.s.	n.s.
<i>dont initialement inactif (hors études)</i>	3		
Ensemble	100		
<b>De 21 à 25 ans</b>			
Emploi → emploi	67	70	61
Études → études	9	9	7
Études → emploi	4	5	6
Emploi → sans emploi	5	5	5
Sans emploi (hors études) → emploi	3	6	5
Sans emploi (hors études) → sans emploi	12	4	17
<i>dont initialement au chômage</i>	8	3	13
<i>dont initialement inactif (hors études)</i>	4	1	4
Ensemble	100	100	100
<b>De 26 à 50 ans</b>			
Emploi → emploi	74	86	64
Sans emploi (hors études) → emploi	4	4	4
Emploi → sans emploi	5	3	6
Sans emploi (hors études) → sans emploi	16	6	25
<i>dont initialement au chômage</i>	7	4	9
<i>dont initialement inactif (hors études)</i>	9	2	16
Autres situations (études → études)	1	1	1
Ensemble	100	100	100
<b>De 51 à 60 ans</b>			
Inactivité → inactivité	41	n.s.	n.s.
Emploi → emploi	33	n.s.	n.s.
Emploi → sans emploi	14	n.s.	n.s.
Sans emploi (hors études) → sans emploi	11	n.s.	n.s.
<i>dont initialement au chômage</i>	1	n.s.	n.s.
<i>dont initialement inactif (hors études)</i>	10		
Ensemble	110		
<b>Plus de 61 ans</b>			
Inactivité → inactivité	99	n.s.	n.s.
Autres situations (emploi → emploi, emploi → sans emploi)	1	n.s.	n.s.
Ensemble	100		

Champ : ensemble des déménagements des individus panel de 17 ans ou plus ayant rempli un questionnaire individuel en 1994, 1995, 1996 et 1997. Individus hors champ en vagues 2, 3 ou 4 exclus.

Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

## Encadré 2 (suite)

personnes ont changé d'emploi (ou d'établissement d'études).

Par exemple, les 26-50 ans sont neuf fois sur dix dans la même situation deux mois avant et deux mois après le déménagement (cf. tableau A). Dans 4 % des cas, les déménagements les concernant s'accompagnent d'un retour à l'emploi, et dans 5 % des cas, d'une perte d'emploi. Ce dernier chiffre est un peu plus élevé pour les femmes (6 %) que pour les hommes (4 %). Pour les jeunes peu diplômés, il y a des interactions significatives entre durées d'accès au CDI et durées de cohabitation avec les parents, mais ces interactions restent modestes en comparaison avec l'effet d'autres variables explicatives (Dormont et Dufour-Kippelen, 2000).

Une deuxième façon d'étudier les liens directs entre déménagement et changement de situation sur le marché de l'emploi est de demander aux personnes qui déménagent la raison de leur déménagement. Seuls 6 % des déménagements sont liés à une reprise d'emploi (cf. tableau B). 15 % supplémentaires sont justifiés par *une autre raison liée à l'emploi*, comme un rapprochement du lieu de travail. Les 80 % restants relèvent d'autres motivations (raisons liées au logement, notamment).

Ces résultats, comme les précédents, invitent à relativiser l'importance des liens directs entre déménagement et situation sur le marché de l'emploi : dans la plupart des cas, le changement de logement ne serait pas concomitant à une modification de la situation sur le marché de l'emploi.

### Des comportements fortement différenciés entre ceux qui déménagent et les autres

Les analyses ci-dessus ne portent que sur des changements quasi simultanés dans les domaines du logement et de l'emploi. Or, le déménagement peut être assez éloigné dans le temps de la reprise d'emploi, par exemple dans le cas d'une personne qui retrouve un emploi et ne décide de déménager que lorsqu'elle est sûre que son nouvel emploi sera durable. Par ailleurs, ces analyses ne tiennent pas (ou peu) compte des liens

indirects entre emploi et logement liés à l'hétérogénéité individuelle (les personnes les moins bien insérées sur le marché de l'emploi sont sans doute plus susceptibles d'avoir une situation de logement instable).

Pour juger de l'ensemble de ces effets, il est possible de comparer les situations vis-à-vis de l'emploi des personnes qui déménagent et des autres. Ainsi, le taux d'emploi à trois ans de jeunes élèves ou étudiants est beaucoup plus élevé parmi ceux qui ont déménagé (cf. tableau 6). Plus généralement, les trajectoires sur le marché de l'emploi de ceux qui ont déménagé sont beaucoup moins stables que celles de ceux qui n'ont pas changé de logement : 38 % de ceux qui ont déménagé entre l'automne 1994 et l'automne 1997 ont connu à la fois l'emploi et l'absence d'emploi durant cette période, contre 20 % de ceux qui n'ont pas changé de logement (cf. tableau C). Autrement dit, 39 % de ceux qui ont connu à la fois l'emploi et le non-emploi ont déménagé. Le lien indirect entre emploi et logement joue sans doute un rôle important dans ces résultats, car les taux de déménagement entre 1994 et 1997 semblent varier à peu près autant en fonction de la trajectoire entre 1994 et 1997 qu'en fonction de la trajectoire avant 1994.

Au total, se restreindre à un échantillon de personnes n'ayant pas déménagé pour étudier les trajectoires sur le marché de l'emploi conduit à se limiter à un échantillon de personnes dont les trajectoires d'emploi sont plus stables ou plus tournées vers l'emploi. Cela ne s'explique pas tant par le fait qu'elles n'ont pas connu de déménagement associé à un changement d'emploi, que par le fait que leurs caractéristiques diffèrent (et que l'effet de certaines de ces caractéristiques, inobservables, ne peut être corrigé par redressement). Les statistiques descriptives tirées d'échantillons de personnes n'ayant pas déménagé sont donc

→

2. Comparer les situations deux mois avant et deux mois après permet de s'affranchir d'éventuels « bruits » lors du mois du déménagement (absence d'activité durant ce mois pour permettre le déménagement). Une variante « trois mois avant - trois mois après » a été effectuée, et donne des résultats analogues.

Tableau B  
Principal motif du déménagement entre deux vagues successives en fonction de la trajectoire entre ces deux vagues

En %

	Vous ou une autre personne du ménage avez trouvé un emploi ici	Pour une autre raison liée à l'emploi (rapprochement du lieu de travail)	Pour des raisons liées au logement	Pour d'autres raisons	Ensemble des principaux motifs exprimés
Toujours en emploi	4	15	53	28	100
Alternance emploi/non-emploi	13	19	30	39	100
Jamais en emploi	3	12	35	50	100
<b>Ensemble</b>	<b>6</b>	<b>15</b>	<b>44</b>	<b>36</b>	<b>100</b>

Champ : individus panel de 17 à 60 ans ayant rempli un questionnaire individuel en 1994 et aux deux vagues consécutives étudiées. Pourcentages sur les seules réponses exprimées (non-réponse d'environ 5 %). Moyennes sur les principaux motifs de déménagements exprimés dans les vagues 2, 3 et 4.

Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

l'emploi restent peu fréquents (cf. encadré 2). Ainsi, seuls 5 % des déménagements des 17-20 ans correspondent à une transition des études à l'emploi dans les mois entourant le déménagement. Chez les 21-25 ans, la situation la plus fréquente est l'emploi avant et après le déménagement (deux tiers des déménagements). Dans cette tranche d'âge, seuls 7 % des déménagements s'accompagnent d'accès à l'emploi.

Ces résultats suggèrent que la plupart des déménagements ne seraient pas liés à l'accès à l'emploi, mais pourraient, par exemple, correspondre à des déménagements avec la famille (ce que montrait déjà l'analyse par type de déménagement). Toutefois, ces résultats ne tiennent compte que des liens *directs et quasi simultanés* entre accès à l'emploi et déménagement. Or, un étudiant peut commencer à travailler tout en résidant chez ses parents, et ne les quitter que six mois après, une fois son autonomie financière assurée. Lorsqu'il déménagera, il sera considéré ici comme passant de l'emploi à l'emploi, alors que l'on pourrait considérer que son déménagement comme son accès à l'emploi s'inscrivent dans un processus d'accès à l'autonomie (lien direct mais non simultané entre accès à l'emploi et déménagement). Par ailleurs, ces résultats ne tiennent pas compte de liens *indirects* entre emploi et logement (cf. encadré 3).

Pour tenir compte des liens indirects ou à plus long terme entre accès à l'emploi et déménagement, on peut comparer les taux d'emploi à trois ans (c'est-à-dire en septembre 1997) des jeunes initialement en études en septembre 1994 (cf. tableau 6). La proportion de jeunes en emploi est beaucoup plus élevée chez ceux qui ont déménagé que chez les autres. L'erreur commise sur le taux d'accès à l'emploi en n'étudiant que les jeunes n'ayant pas déménagé serait de 6 points pour les 17-20 ans (19 % au lieu de 25 %), et de 19 points pour les 21-25 ans (35 % au lieu de 54 %). De plus, selon la tranche d'âge considérée, ceux qui ont déménagé représentent la moitié ou plus des deux tiers de ceux qui ont un emploi ! Ainsi, étudier les trajectoires d'accès à l'emploi des jeunes sur trois ou quatre ans sans disposer d'information sur ceux qui ont déménagé conduit à fortement sous-estimer les taux d'accès à l'emploi, et donc à s'interroger pour savoir dans quelle mesure des comportements observés sur les jeunes n'ayant pas déménagé peuvent être généralisés (cf. encadré 4).

### Plus d'un chômeur sur trois déménagé en trois ans et 26 % d'entre eux ne sont pas retrouvés

Les personnes qui semblent les moins insérées sur le marché de l'emploi sont également parti-

#### Encadré 2 (fin)

biaisées vers une plus grande stabilité ou une meilleure insertion sur le marché du travail. Mais surtout, une étude des changements sur le marché de l'emploi menée sur les seules personnes n'ayant pas

déménagé conduit à ne pas tenir compte d'une part très importante des personnes qui ont connu l'événement étudié.

#### Tableau C

#### Trajectoire entre novembre 1994 et octobre 1997 (vagues 2 à 4) selon l'existence d'un déménagement entre les vagues 1 et 4

En %

Trajectoire entre novembre 1994 et octobre 1997 (36 mois)	Ensemble	Pas de déménagement	Déménagement entre V1 et V4	Taux de déménagement
<b>Emploi tous les mois</b>	<b>54</b>	<b>57</b>	<b>46</b>	<b>22</b>
Tous les mois à temps complet	39	40	37	24
Au moins un mois en temps partiel	8	8	6	20
Au moins un mois en indépendant	7	9	3	11
<b>Emploi et non-emploi</b>	<b>25</b>	<b>20</b>	<b>38</b>	<b>39</b>
Emploi puis chômage	2	2	2	23
Chômage puis emploi	1	1	2	44
Alternances d'emploi et de chômage	8	7	14	42
Activité et inactivité (+ chômage)	13	10	20	40
<b>Jamais d'emploi</b>	<b>21</b>	<b>23</b>	<b>15</b>	<b>19</b>
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>26</b>

Champ : individus panel de 17 à 60 ans répondants en 1994, 1995, 1996 et 1997. Données pondérées.  
Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

culièrement mobiles. Elles sont souvent assez difficiles à ré-interroger en cas de déménagement. Comme dans le cas des jeunes, le lien entre déménagement et changement de situation sur le marché du travail peut être direct (par exemple, déménagement vers le lieu où l'on a trouvé un emploi) ou indirect (les moins insérés sur le marché de l'emploi sont aussi ceux dont le logement est le moins stable).

Ainsi, parmi les chômeurs d'octobre 1994, 37 % vont déménager dans les trois ans (contre

22 % pour l'ensemble de la population de 17 ans ou plus). À peine plus de la moitié de ces chômeurs ayant déménagé seront ré-interrogés. En effet, les chômeurs constituent la catégorie dont il est le plus difficile de retrouver l'adresse en cas de déménagement (celle-ci n'est pas retrouvée une fois sur quatre).

Les enquêtés d'âge actif qui déménagent ont des trajectoires d'activité initiales plus instables ou moins insérées que les enquêtés qui ne déménagent pas. Le taux de déménagement en trois ans

### Encadré 3

#### LES POIDS LONGITUDINAUX DES INDIVIDUS PANEL ADULTES DANS LE PANEL EUROPÉEN

##### Le principe général de calcul des pondérations longitudinales

Dans le *Panel*, le poids d'un individu change d'une vague à l'autre. En effet, à chaque vague, les individus panel répondants doivent être représentatifs de la population de l'année, et leurs poids doivent donc être recalés pour tenir compte de l'attrition d'une vague sur l'autre. Si sur 100 individus répondants à la vague  $n$  (supposés identiques), seuls 50 sont répondants à la vague  $n + 1$ , le poids (longitudinal) moyen de chaque répondant de  $n + 1$  sera le double de son poids en  $n$ . En fait, les individus ne sont pas identiques, si bien que le coefficient multiplicatif appliqué au poids de chacun dépend de ses caractéristiques.

Plus précisément, la méthode de calcul des poids est la suivante. Un modèle *logit dichotomique* permet dans un premier temps de repérer les variables qui permettent de mieux prédire la non-réponse. Sur la base de ces résultats, les individus sont regroupés en fonction de leurs caractéristiques pour définir des catégories homogènes par rapport à la non-réponse (chaque catégorie devant être d'effectif suffisant). Enfin, on calcule pour chaque catégorie le taux de non-réponse d'une vague à la suivante, ou plus généralement, à la vague  $n + i$ . Les pondérations de la vague  $n + i$  (notées  $BASE_{n+i}$ ) s'obtiennent alors à partir des pondérations de la vague  $n$  par la formule :

$$BASE_{n+i} = BASE_n / (1 - \text{taux de non-réponse}).$$

##### Les facteurs explicatifs de la non-réponse d'une vague sur l'autre

Les taux de non-réponse varient en fonction des caractéristiques des enquêtés. Dans une optique de calcul de pondérations longitudinales, il est possible d'étudier les variations des taux de réponse à la vague  $n + i$  (sachant que la personne est répondante en vague 1 ou en vague  $n$ ) en fonction de toutes les informations recueillies aux vagues précédentes. L'analyse des taux de non-réponse est donc plus riche que dans une enquête transversale, puisque l'on n'est pas obligé de se restreindre à l'analyse de l'impact

des caractéristiques décrites dans la base de sondage.

Sur l'ensemble de la population, le principal facteur explicatif de la non-réponse d'une vague sur l'autre est l'appartenance à un ménage dont certains membres sont partis entre les deux vagues considérées. Vient ensuite : la zone urbaine de résidence (l'agglomération parisienne a un taux de non-réponse plus élevé) et le type de contrat de travail de la personne de référence (les taux de réponse sont plus élevés quand la personne de référence est en CDI qu'en CDD), puis sa catégorie socioprofessionnelle (les ménages agriculteurs répondent le plus et les ménages d'ouvriers et d'artisans ou commerçants répondent le moins) et le niveau des charges de logement (des charges trop élevées entraînent une probabilité de non-réponse accrue à la vague suivante). Selon les vagues et les modèles, d'autres variables peuvent avoir une influence, comme le type de ménage (les couples avec enfants ont des taux de non-réponse d'une vague sur l'autre plus faibles) ou le diplôme de la personne de référence (l'attrition est plus faible pour les diplômés de l'enseignement supérieur) (Legendre, 2000).

Dans le cas où les personnes qui déménagent ne sont pas suivies, sont considérées comme « non-répondantes au sein du même logement » à la fois les personnes qui ne répondent plus, mais également toutes celles qui ont déménagé. Les facteurs explicatifs de cette non-réponse au sein du même logement ne sont plus les mêmes que précédemment : notamment, le fait d'appartenir à un ménage dont certains membres sont partis n'a plus d'influence, alors que la variable d'âge devient très fortement significative. Finalement, parmi les six variables retenues pour expliquer la non-réponse au sein du même logement, la plus discriminante est l'âge de la personne. Viennent ensuite le statut d'occupation du logement et la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence, et enfin le type de contrat de travail de la personne de référence, la zone urbaine de résidence et le niveau des charges de logement. Par regroupement de classes d'individus obtenues par croisement de ces modalités, 55 catégories homogènes vis-à-vis de la non-réponse au sein du même logement sont définies.

(c'est-à-dire entre les vagues 1 et 4) est de 39 % parmi les personnes ayant connu l'emploi et le non-emploi lors de la première année, contre 26 % dans la population d'âge actif dans son ensemble (cf. tableau 4-B).

Au sein des salariés actifs occupés, 39 % de ceux qui sont en CDD en début de période vont déménager dans les trois ans, contre 24 % pour les actifs employés en CDI. De manière générale, le taux de déménagement est plus élevé chez les salariés (25 %) que chez les indépendants (16 %). On retrouve ce résultat lorsque l'on analyse les taux de déménagement par catégorie socioprofessionnelle : les agriculteurs sont beaucoup moins mobiles que les autres actifs (11 % seulement déménagent), les artisans également mais dans une moindre mesure (20 %), tandis que les salariés ont des taux de déménagement plutôt supérieurs à la moyenne, variant de 24 % pour les ouvriers à 27 % pour les cadres.

Même si les écarts de taux de déménagement et de taux de réponse en fonction de la situation de la personne sur le marché de l'emploi sont moins marqués que les écarts en fonction de l'âge, ils restent forts (9). De ce fait, les risques de biais liés à l'absence de suivi des personnes qui déménagent, moins importants que ceux liés à l'âge, restent notables. Ainsi, parmi les chômeurs de septembre 1994, 44 % de ceux qui n'ont pas déménagé ont un emploi trois ans plus tard, contre 49 % de l'ensemble. Si l'on cherche à estimer le taux d'emploi à trois ans de l'ensemble des chômeurs à partir des seuls chômeurs n'ayant pas déménagé (en les repondé-

rant pour les rendre représentatifs de l'ensemble), on aboutit à 47 %, soit une valeur peu différente de la valeur estimée sur l'ensemble des chômeurs (49 %) (cf. tableau 6). Mais il n'en reste pas moins que 42 % des chômeurs qui ont un emploi en fin de période ont déménagé pendant les trois années étudiées.

Les résultats ci-dessus soulignent que les *statistiques descriptives* que l'on peut tirer d'échantillons de personnes n'ayant pas déménagé peuvent ne pas être trop éloignées des statistiques que l'on obtient sur des panels d'individus, si l'une des trois conditions suivantes est satisfaite :

- soit les comportements de ceux qui ont déménagé et des autres sont proches ;
- soit les taux de déménagement pour la population concernée ne sont pas trop importants (population peu mobile ou période d'observation courte (10)) ;
- soit le redressement permet de rapprocher ces deux estimations, ce qui n'est possible que si les différences entre ceux qui déménagent et les autres s'expliquent bien en fonction de caracté-

9. Des premiers résultats de régressions logistiques confirment que l'âge est effectivement un facteur explicatif de premier ordre, mais que, à âge donné, la situation sur le marché de l'emploi pourrait avoir un impact moins important que ne le laissent supposer les statistiques descriptives : si les personnes les moins insérées sur le marché de l'emploi déménagent plus, c'est avant tout parce qu'elles appartiennent aux âges où l'on franchit les différentes étapes menant à l'indépendance.

10. La période à laquelle il est fait référence ici est la période pendant laquelle la personne ne « doit » pas déménager. Cette période correspond donc à l'intervalle de temps entre la première et la dernière vague d'enquête, et non à la longueur du calendrier d'activité exploité.

Tableau 6  
**Taux d'emploi à trois ans (septembre 1997) en fonction de la situation en septembre 1994 et de l'existence d'un déménagement**

Situation en septembre 1994	Taux d'emploi à trois ans (septembre 1997)			Part de ceux qui ont déménagé parmi ceux qui ont un emploi
	Ensemble	Personnes n'ayant pas déménagé entre les vagues 1 (1994) et 4 (1997)	Personnes ayant déménagé entre les vagues 1 (1994) et 4 (1997)	
17-20 ans en études	25	19 [après redressement : 19]	36	49
21-25 ans en études	54	34 [après redressement : 35]	72	71
Chômeurs (tous âges)	49	44 [après redressement : 47]	60	42

Lecture : parmi les 17-20 ans en études en septembre 1994, 25 % occupent un emploi en septembre 1997. Cette proportion est de 19 % parmi ceux qui n'ont pas déménagé, et de 36 % parmi ceux qui ont déménagé, si bien que ces derniers représentent 49 % de ceux qui ont un emploi en septembre 1997.

Champ : individus panel de 17 ans ou plus ayant rempli un questionnaire individuel aux vagues 1 et 4. Résultats pondérés à l'aide d'une pondération longitudinale redressant la non-réponse en vague 4, sauf le résultat « après redressement » qui est pondéré à l'aide d'une pondération redressant également l'absence de suivi en cas de déménagement.

Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

## DEUX EXEMPLES D'INCIDENCE DU SUIVI EN CAS DE DÉMÉNAGEMENT SUR DES ESTIMATIONS ÉCONOMÉTRIQUES

Estimer des taux d'emploi à trois ans à partir d'un échantillon de personnes n'ayant pas déménagé peut conduire à des statistiques descriptives fortement biaisées : l'exemple des jeunes de 21 à 25 ans en études montre que ce biais peut atteindre 20 points de pourcentage (taux d'emploi à trois ans estimé à 35 % à partir des « sédentaires », et à 54 % à partir de l'ensemble des jeunes de 21 à 25 ans initialement en études, cf. tableau 6). Toutefois, la plupart des économistes ne s'intéressent pas tant au *niveau* des taux d'emploi, qu'aux déterminants de l'accès à l'emploi. Aussi, il est légitime de se demander dans quelle mesure l'absence de suivi en cas de déménagement peut avoir une incidence sur l'influence de ces déterminants.

Les deux exemples ci-dessous montrent que certains effets (comme celui du sexe pour l'accès à l'emploi à la sortie des études ou du diplôme pour l'accès à l'emploi des chômeurs) peuvent être estimés de manière assez différente sur un échantillon de personnes « sédentaires » ou sur un échantillon incluant les personnes ayant déménagé. Toutefois, dans ces exemples, la plupart des déterminants apparaissent avoir la même influence dans ces deux échantillons, suggérant que les biais liés à l'absence de suivi sont plus gênants pour l'établissement de statistiques descriptives que pour l'estimation de modèles comporte-

mentaux. Ces exemples sont des illustrations qui ne prétendent ni à la généralité, ni constituer des modèles économiques fouillés.

### L'impact du sexe sur l'entrée en activité ou l'accès à l'emploi à la sortie des études

Les filles et les garçons de 17 à 25 ans en études initiales en septembre 1994 ont des taux d'activité ou d'emploi à trois ans assez différents (52 % contre 47 % pour l'activité, 37 % contre 31 % pour l'emploi). Dans l'échantillon des jeunes de 17 à 25 ans ayant déménagé ou non, être de sexe masculin semble avoir une influence plutôt négative sur la probabilité d'être en activité ou en emploi (toutefois, cet effet, presque significatif « toutes choses égales par ailleurs » pour l'activité, ne l'est pas pour l'emploi) (cf. tableau A).

Le sexe a aussi une influence sur la probabilité de déménagement dans les trois ans : parmi les 17-25 ans en études initiales en septembre 1994, 43 % des jeunes filles vont déménager et 34 % des jeunes garçons. Les personnes qui déménagent sont plus susceptibles d'être en activité ou en emploi. Compte tenu des effets précédemment décrits, l'effet du sexe sur la probabilité d'activité ou d'emploi estimé sur le seul échantillon de ceux qui n'ont pas déménagé apparaît comme la résultante de deux facteurs : la pro-



Tableau A  
Déterminants de l'activité et de l'emploi trois ans plus tard des jeunes de 17-25 ans initialement en étude

	Probabilité d'être actif						Probabilité d'être en emploi					
	Ensemble			N'ayant pas déménagé			Ensemble			N'ayant pas déménagé		
	Paramètre	Écart-type	Seuil	Paramètre	Écart-type	Seuil	Paramètre	Écart-type	Seuil	Paramètre	Écart-type	Seuil
Constante	- 10,24	1,17		- 10,94	1,24		- 7,62	1,10		- 7,78	1,23	
Sexe masculin	- 0,30	0,16	°	- 0,01	0,16	n.s.	- 0,20	0,16	n.s.	0,13	0,17	n.s.
Âge	0,53	0,06	***	0,53	0,06	***	0,37	0,05	***	0,34	0,06	***
Non-européen	- 0,75	0,50	n.s.	- 0,32	0,42	n.s.	- 2,03	0,77	**	- 2,16	0,83	**
<b>Niveau d'étude</b>			***			***			***			***
Technique court	1,50	0,28		1,76	0,28		0,85	0,28		1,09	0,29	
Lycée professionnel	1,15	0,27		1,25	0,26		0,50	0,26		0,84	0,26	
Lycée général	- 0,05	0,25		0,32	0,26		- 0,89	0,30		- 0,46	0,31	
Supérieur	Réf.			Réf.			Réf.			Réf.		
<b>CSP du père (mère)</b>			***			***			*			*
Agriculteur	0,49	0,40		0,86	0,42		0,69	0,39		0,78	0,42	
Indépendant	- 1,18	0,33		- 1,16	0,37		- 0,59	0,33		- 0,55	0,38	
Cadre	- 0,92	0,23		- 0,95	0,23		- 0,53	0,23		- 0,63	0,26	
Prof. intermédiaire	- 0,19	0,22		0,02	0,21		- 0,23	0,22		- 0,09	0,23	
Employé	- 0,29	0,27		- 0,28	0,28		- 0,31	0,28		- 0,39	0,31	
Ouvrier	Réf.			Réf.			Réf.			Réf.		

Lecture : seuils de significativité : ° pour 10 %, \* pour 5 %, \*\* pour 1 %, \*\*\* pour 0,1 %. 861 observations pour l'ensemble des jeunes, et 531 pour les jeunes n'ayant pas déménagé. Les résultats relatifs à ces derniers ont été obtenus sur des données de poids 861/531 pour permettre une comparaison des résultats à taille d'échantillon comparable.

Champ : jeunes de 17 à 25 ans en études initiales en septembre 1994. Le niveau d'études est le niveau d'études en cours en septembre 1994. La CSP est la catégorie socioprofessionnelle actuelle ou la dernière CSP connue du père, que celui-ci réside ou non avec le jeune étudiant. À défaut d'information sur le père, l'information sur la mère a été retenue.

Source : Panel européen (partie française), vagues 1994 à 1997 ; enquêtes Emploi, 1994 à 1998, Insee.

ristiques observables prises en compte dans le calcul de la pondération.

Ces résultats montrent aussi que même si grâce à l'usage d'une pondération adaptée les statistiques descriptives sont peu faussées, se limiter aux personnes n'ayant pas déménagé *réduit fortement l'échantillon* d'étude quand les taux de déménagement sont élevés, et réduit encore plus fortement l'échantillon des personnes qui connaissent l'événement étudié si celui-ci est plus fréquent parmi ceux qui déménagent. Cela peut rendre délicate la généralisation à l'ensemble de la population de comportements observés sur

ceux qui ne déménagent pas, et ce, d'autant plus que ceux qui déménagent diffèrent des autres, en particulier si ces différences portent sur des *caractéristiques non observables* (et donc non susceptibles d'être redressées).

Cette étude traite peu des problèmes posés par les biais liés à des caractéristiques inobservables. Toutefois, si on considère une variable future comme inobservable (ou comme révélatrice d'une variable inobservable à la date courante), l'exemple des taux d'emploi à trois ans met en évidence des différences importantes parmi ceux qui déménagent et les autres. Une

#### Encadré 4 (suite)

tabilité plus grande des filles d'être en emploi ou en activité est compensée par leur plus faible probabilité de ne pas avoir déménagé. Au total, être de sexe masculin ne semble plus avoir d'influence sur la probabilité d'activité ou d'emploi dans une estimation menée sur l'échantillon des jeunes n'ayant pas déménagé (1).

#### Les chômeurs titulaires d'un diplôme du supérieur retrouvent-ils plus facilement un emploi ?

Comme pour les jeunes étudiants, le taux de retour à l'emploi des chômeurs varie fortement selon qu'on l'estime sur le seul échantillon des chômeurs n'ayant pas déménagé ou sur l'échantillon total des chômeurs (cf. tableau 6). L'impact de certains déterminants sur le

retour à l'emploi est différent selon l'échantillon servant à l'estimation, notamment pour les plus diplômés et les personnes ne vivant pas en couple ayant de plus fortes probabilités de déménager. Ainsi, détenir un diplôme du supérieur ou ne pas vivre en couple augmente plus fortement le retour à l'emploi sur l'échantillon total que sur l'échantillon des chômeurs sédentaires (cf. tableau B).

1. La différence d'influence du sexe entre les deux échantillons reflète avant tout la déformation de l'échantillon liée aux déménagements : cette différence est de ce fait réduite lorsque les estimations sont effectuées sur des données pondérées (qui redressent partiellement ces effets de déformation de structure).

Tableau B  
Déterminants de l'emploi trois ans plus tard des chômeurs

	Ensemble			N'ayant pas déménagé		
	Paramètre	Écart-type	Seuil	Paramètre	Écart-type	Seuil
Constante	1,22	0,70		0,37	0,86	
Homme	0,44	0,18	*	0,42	0,19	*
Âge	- 0,04	0,01	***	- 0,04	0,01	***
<b>Strate</b>			**			***
Communes rurales	- 0,57	0,32		- 0,51	0,31	
Unités urbaines de moins de 20 000 habitants	0,00	0,33		0,25	0,33	
Unités urbaines entre 20 000 et 100 000 habitants	- 0,21	0,34		- 0,01	0,34	
Unités urbaines de plus de 100 000 habitants	- 0,79	0,31		- 0,80	0,30	
Unité urbaine de Paris	Réf.			Réf.		
Diplôme supérieur au bac	0,86	0,27	**	0,50	0,28	°
<b>Type de ménage</b>			°			**
Personne seule	0,95	0,67		0,98	0,82	
Couple sans enfant	0,49	0,62		1,31	0,78	
Couple avec enfant(s)	0,32	0,59		1,13	0,75	
Famille monoparentale	- 0,16	0,62		0,39	0,77	
Autre type de famille	- 0,20	0,72		- 0,18	0,90	
Autre type de ménage	Réf.			Réf.		

Lecture : seuils de significativité : ° pour 10 %, \* pour 5 %, \*\* pour 1 %, \*\*\* pour 0,1 %. 599 observations pour l'ensemble des jeunes, et 398 pour les jeunes n'ayant pas déménagé. Les résultats relatifs à ces derniers ont été obtenus sur des données de poids 598/398 pour permettre une comparaison des résultats à taille d'échantillon comparable.

Champ : adultes de 17 ans à 54 ans au chômage en septembre 1994. Les caractéristiques sont les caractéristiques de début de période (vague 1).

Source : Panel européen (partie française), vagues 1994 à 1997 ; enquêtes Emploi, 1994 à 1998, Insee.

autre manière d'essayer d'apprécier l'impact potentiel de variables difficilement observables est d'étudier le taux de déménagement futur en réponse à des questions d'opinion. Par exemple, un déménagement futur est d'autant plus probable que la personne est peu satisfaite de son logement : le taux de déménagement dans les trois ans dépasse 50 % pour ceux qui ne sont « pas satisfaits du tout » de leur logement en début de période, et décroît jusqu'à 16 % pour les personnes qui sont « très satisfaites » de leur logement (11).

Il serait également intéressant de voir dans quelle mesure l'absence de suivi en cas de déménagement pourrait avoir une incidence non plus sur les statistiques descriptives, mais sur des estimations de modèles comportementaux. Une telle analyse nécessitant préalablement l'estimation de tels modèles sort du cadre de cette étude. Néanmoins, quelques exemples développés en encadré 4 laissent penser que l'absence de suivi en cas de déménagement pourrait avoir des conséquences moindres sur des estimations « toutes choses égales par ailleurs » que sur des statistiques descriptives, au sens où si l'absence de suivi en cas de déménagement peut modifier notablement la valeur des coefficients estimés, il est plus rare qu'elle se traduise par une remise en cause du caractère significatif ou non d'un facteur. Toutefois, lorsque l'on estime un modèle comportemental sur des populations très mobiles et non suivies en cas de déménagement, les effets des facteurs explicatifs estimés par le modèle sont la résultante des effets liés au comportement étudié et des effets liés à la probabilité d'être encore observé (12).

### **Malgré une attrition sélective, le Panel européen conserve une bonne représentativité transversale**

Pour disposer d'observations longitudinales sur un échantillon aussi représentatif que possible de la population, un panel d'individus semble donc préférable à un panel de logements. Pour autant, les panels d'individus ne garantissent évidemment pas une représentativité parfaite des populations suivies. En effet, même si la règle dans un panel d'individus est d'essayer de suivre tous les enquêtés restant dans le champ de l'enquête, en pratique, la probabilité d'y arriver varie selon les caractéristiques de ces derniers (on parle d'*attrition sélective*). Ainsi, parmi les personnes répondant à une vague, les personnes les moins bien insérées sont plus susceptibles d'être non-répondantes à la vague sui-

vante. Par exemple, 79 % des personnes interrogées lors de la première vague qui ont été en emploi toute l'année précédant la collecte répondent également aux trois vagues suivantes, tandis qu'elles ne sont que 62 % parmi celles qui ont connu l'emploi puis le chômage l'année précédant la première collecte. Plus généralement, sont particulièrement surreprésentés parmi les personnes interrogées en première vague qui ne seront pas ré-interrogées aux suivantes : les sans-diplômes, les chômeurs et dans une moindre mesure, les retraités, les 21-25 ans et les plus de 61 ans ; parmi les salariés, ceux qui sont en contrat à durée déterminée, les personnes seules et les couples sans enfant, les habitants d'Île-de-France, les locataires, les plus pauvres, etc.

La présence d'une attrition sélective rend donc les panels d'individus *a priori* moins représentatifs de la population présente à une date donnée que les panels de logements (mais les panels d'individus restent meilleurs que les panels de logement si l'on s'intéresse à la représentativité des personnes suivies sur plusieurs vagues). On s'interroge par la suite sur l'importance de cette *moindre représentativité*, tout d'abord, en essayant d'en analyser l'ampleur, ensuite, en voyant dans quelle mesure elle peut être corrigée par redressement, et enfin, en comparant sur un exemple donné (les taux de transition entre emploi, chômage et inactivité), les résultats d'un panel d'individus (le panel européen) à ceux d'enquêtes en coupe (les enquêtes *Emploi*).

Avant redressement, le biais sur les statistiques descriptives dû à l'attrition dépend de deux facteurs : de la part des personnes ré-interrogées et de l'importance des différences entre les personnes ré-interrogées et non ré-interrogées. À

---

11. Une analyse rapide « toutes choses égales par ailleurs » confirme que cet effet reste très significatif à âge, sexe, occupation et catégorie sociale donnés. Les autres questions d'opinion ont un effet plus modéré sur la probabilité de déménagement. Cet effet est souvent plus corrélé aux déterminants socio-économiques usuels (et peut donc plus facilement être corrigé). Ainsi, un tiers des personnes se déclarant « pas satisfaites du tout de leur travail ou situation principale » vont déménager dans les trois ans, contre environ un cinquième de celles qui s'en déclarent « assez satisfaites », « satisfaites » ou « très satisfaites ». Toutefois, à âge et situation sur le marché de l'emploi donnés, la satisfaction vis-à-vis de l'emploi n'apparaît plus liée de manière significative au déménagement. Il en est de même, pour les actifs occupés, de la satisfaction vis-à-vis de la distance à leur lieu de travail.

12. Il semble possible de réduire un peu l'importance des seconds en utilisant des données pondérées (cela permet de redresser des principaux effets de modification de la structure de la population étudiée liée au non-suivi en cas de déménagement). L'usage de modèles avec correction pour biais de sélection, qui n'a pas été tenté ici, pourrait avoir le même effet.

condition d'essayer de suivre les personnes qui déménagent et de s'intéresser à des populations pas trop spécifiques, les personnes non ré-interrogées restent en général minoritaires (elles représentent 24 % de l'ensemble des enquêtés d'âge actif dans le cas d'un suivi sur quatre vagues). De plus, les différences (observables) entre personnes ré-interrogées et personnes non ré-interrogées restent encore modérées dans le cas d'un suivi sur quatre ans (13). Au total, ces différences sont suffisamment peu marquées en population générale pour que la sélectivité de l'attrition ne se traduise pas par des biais importants sur les statistiques descriptives. Le biais lié à l'attrition pourrait devenir important dans le cadre d'une étude centrée sur une sous-population mal suivie (par exemple les chômeurs) pour des variables dont la moyenne serait très différente sur l'échantillon suivi et l'échantillon non suivi (14). Ces biais pourraient également être plus importants sur des panels d'individus dans lesquels l'attrition serait plus élevée que dans la partie française du panel européen.

### **Le redressement améliore encore la représentativité**

Le recours à une pondération adaptée (pondération longitudinale, cf. encadré 3) permet de corriger en partie les biais liés à l'attrition, tout du moins pour la part de ces biais qui s'explique en fonction de caractéristiques observées dans les vagues d'enquêtes précédentes (15). Ainsi, quand on utilise une pondération longitudinale, l'estimation de la proportion de personnes toujours en emploi l'année précédant la première vague effectuée à partir des répondants aux quatre vagues, se rapproche de la « vraie valeur », 58,4 % (obtenue sur les répondants de première vague) si l'on n'utilise pas de pondération longitudinale : elle passe de 60,8 % sans cette pondération à 59,9 % avec (cf. tableau 7-A). Ce résultat n'est pas mécanique, dans la mesure où la procédure de redressement longitudinal n'utilise pas d'information sur la situation des individus par rapport à l'emploi pour le calage.

Sur quatre vagues, les biais liés à l'attrition semblent modérés, et peuvent être réduits grâce à une pondération adaptée. Bien que les biais liés à l'absence de suivi en cas de déménagement soient plus importants, on pourrait se demander s'il ne serait pas également possible de les corriger par re-pondération. C'est l'exercice auquel se sont livrés Breuil-Genier, Legendre et Valdelièvre (2001). Les taux de « non-réinterrogation » ne sont pas homogènes dans la popu-

lation, et les poids « initiaux » sont donc multipliés par des facteurs assez variables selon les catégories (cf. encadré 3). Les poids longitudinaux obtenus après redressement varient dans un rapport de 1 à 22 (contre un rapport de 1 à 9 en cas de suivi lors des déménagements). Un seul individu peut alors fortement peser dans les résultats, ce qui peut poser des problèmes s'il est atypique (ou si les informations le concernant sont affectées d'erreurs de mesure).

Par ailleurs, une telle pondération, basée sur un redressement en fonction des seules caractéristiques socio-démographiques usuelles, ne redresse qu'imparfaitement les biais. Ainsi, le taux de personnes qui ont été continûment en emploi l'année précédant la première vague est estimé après redressement à 60,5 %, soit une valeur plus proche de la valeur non redressée par pondération longitudinale (60,8 %) que de la vraie valeur (58,4 %) (cf. tableau 7-A). L'estimation de la proportion de personnes qui ont connu l'emploi et le non-emploi souffre des mêmes défauts (estimation après redressement de 11,4 %, plus proche de la valeur non redressée (11,7 %) que de la vraie valeur (13 %)). Le redressement, s'il permet de corriger des biais s'expliquant bien en fonction des caractéristiques observables, et notamment les « effets de structure », atteint ses limites lorsqu'il s'agit de tenir compte de biais qui ne sont pas fortement corrélés aux caractéristiques socio-économiques usuelles.

### **Les taux de transitions sur le marché de l'emploi observés dans le panel sont proches de ceux de l'enquête *Emploi***

Une manière de juger de la qualité des estimations que l'on peut tirer du panel est de les comparer avec celles que l'on peut tirer d'autres sources, *a priori* de meilleure qualité en coupe. On a choisi de le faire sur l'exemple des taux de

13. Une comparaison systématique des caractéristiques des personnes suivies sur quatre ans et de celles qui ne l'ont pas été est présentée dans Breuil-Genier, Legendre et Valdelièvre (2001).

14. Les caractéristiques associées à une plus forte probabilité de déménagement sont également celles qui se traduisent par une moindre probabilité de ré-interrogation en l'absence de déménagement. L'absence de suivi en cas de déménagement accentue donc les biais inhérents à l'utilisation de données en panel. Autrement dit, dans un panel de logements, les déformations d'échantillon liées à une absence de suivi en cas de déménagement et celles liées à l'attrition (c'est-à-dire ici à l'absence de réponse de la part de ménages précédemment répondants et n'ayant pas déménagé) s'ajoutent plutôt qu'elles ne se compensent.

15. Ou éventuellement uniquement dans la vague courante si l'on effectue un calage sur des marges connues à l'aide d'autres enquêtes.

transitions mensuels entre emploi, chômage et inactivité pour la France, pour lesquels les résultats du *Panel* sont confrontés à ceux des enquêtes *Emploi* des années correspondantes. Cette validation des calendriers du *Panel* n'est que partielle. En effet, les calendriers de l'enquête *Emploi* sont, comme ceux du *Panel*, déclaratifs (la codification d'une activité repose largement sur la perception de la signification des différentes rubriques par l'enquêté).

Toutefois, cette validation permet de s'assurer que la taille limitée de l'échantillon du *Panel* (16), la sélectivité de l'attrition ainsi que les différents choix méthodologiques qui ont dû être faits préalablement à l'exploitation des données du *Panel* (traitements des mois à plusieurs occupations, des incohérences observées lors des recouvrements) ne conduisent pas à des résultats très différents de ceux que l'on tirerait de l'analyse des calendriers des enquêtes *Emploi* (cf. encadré 5 et Breuil-Genier, Legendre et

Valdelièvre (2001) pour plus de détails). La comparaison porte ici sur des estimations en coupe (taux de transition un mois donné) et les enquêtes *Emploi* sont donc exploitées indépendamment les unes des autres, sans qu'intervienne le fait que ces enquêtes soient des panels de logement.

Dans les deux sources, les transitions les plus fréquentes sont les transitions entre emploi et chômage (0,4 % des individus un mois donné, soit une cinquantaine de cas par mois (17)) (cf. tableau 8). En moyenne sur l'ensemble de la période étudiée (mars 1993 à septembre 1997),

16. 7 344 ménages ont répondu à la première vague du Panel européen, et des questionnaires individuels ont été remplis pour environ 14 000 individus de 17 ans et plus.

17. Ces probabilités de transitions sont non conditionnelles à la situation de l'individu le mois précédent. Autrement dit, on rapporte le nombre de transitions emploi-chômage observées au nombre d'individus présents, et non au nombre d'individus en emploi.

Tableau 7  
Biais lié à la sélectivité de l'attrition et effet correcteur du redressement

**A - Proportion d'enquêtés ayant toujours été en emploi entre novembre 1993 et octobre 1994**

En %

Échantillon	Type de pondération	Proportion/biais	Ensemble	Pas de déménagement	Déménagement entre V1 et V4
<b>Répondants de 1994</b>	<b>transversale 1994</b>	<b>proportion</b>	<b>58,4</b>	<b>61,4</b>	<b>49,5</b>
Répondants de 1994 à 1997	transversale 1994	proportion	60,8	63,2	52,9
		<i>biais</i>	2,4	1,8	3,4
	longitudinale	proportion	59,9	63,0	51,0
		<i>biais</i>	1,5	1,6	1,5
Répondants de 1994 et 1997	longitudinale	proportion	59,3	62,1	50,8
		<i>biais</i>	0,9	0,7	1,3
Répondants de 1994 et 1997 n'ayant pas déménagé	longitudinale	proportion	60,5		
		<i>biais</i>	2,1		

**B - Proportion d'enquêtés ayant connu l'emploi et le non-emploi entre novembre 1993 et octobre 1994**

En %

Échantillon	Type de pondération	Proportion/biais	Ensemble	Pas de déménagement	Déménagement entre V1 et V4
<b>Répondants de 1994</b>	<b>transversale 1994</b>	<b>proportion</b>	<b>13,0</b>	<b>10,7</b>	<b>19,4</b>
Répondants de 1994 à 1997	transversale 1994	proportion	11,7	9,9	17,8
		<i>biais</i>	- 1,3	- 0,8	- 1,6
	longitudinale	proportion	12,2	10,0	18,7
		<i>biais</i>	- 0,8	- 0,7	- 0,7
Répondants de 1994 et 1997	longitudinale	proportion	12,4	10,3	18,7
		<i>biais</i>	- 0,6	- 0,4	- 0,7
Répondants de 1994 et 1997 n'ayant pas déménagé	longitudinale	proportion	11,4		
		<i>biais</i>	- 1,6		

Champ : individus panel de 17 à 60 ans ayant rempli un questionnaire individuel en vague et qui ne sont pas hors champ aux vagues 2, 3 et 4. Données pondérées.

Source : Panel européen (partie française), vagues 1 à 4 (1994 à 1997), Insee.

les taux de transitions observés sur les enquêtes *Emploi* et le *Panel européen* sont proches, sauf pour les transitions entre emploi et inactivité, pour lesquelles les taux de transitions sont supérieurs de 0,1 point de pourcentage dans le *Panel*.

Néanmoins, si les transitions entre emploi et inactivité sont plus fréquentes sur le *Panel européen* que sur les enquêtes *Emploi*, cet effet est surtout marqué sur la période correspondant à la première vague du *Panel*, à cause probablement

Encadré 5

**LES CALENDRIERS D'ACTIVITÉ DU PANEL EUROPÉEN**

**Des calendriers particulièrement complexes et détaillés**

Dans sa version française, le calendrier d'activité du *Panel européen* est particulièrement complexe et détaillé. Il permet de connaître mois par mois depuis janvier 1993, les situations professionnelles des individus âgés de 17 ans et plus l'année de l'enquête. Dix-sept situations différentes sont proposées : neuf correspondent au croisement entre le type d'emploi (Contrat à durée indéterminée, Contrat à durée déterminée ou indépendant) et la durée du travail (temps complet, temps partiel de plus ou de moins de 15 heures par semaine) ; quatre correspondent aux principales formes d'inactivité (retraite ou préretraite, études initiales, autre) ou au service national. Enfin, les quatre dernières modalités concernent l'existence d'activités secondaires, de formations (non initiales), de chômage partiel et enfin, d'absences pour cause de maladie. Dans le questionnaire français du panel européen (1), deux situations peuvent être recueillies pour un mois donné. Pour cet article, les différents types d'occupations présents un mois donné ont été synthétisés en une occupation dite principale. L'activité a ici été privilégiée sur le chômage, lui-même privilégié sur l'inactivité (2).

À l'inverse, seule la situation principale du mois est demandée dans le calendrier rétrospectif de l'enquête

*Emploi*, et celle-ci n'est codée qu'en huit modalités (1. À son compte ou aidait un membre de sa famille dans son travail ; 2. Salarié pour une durée non limitée ; 3. Contrat à durée déterminée, mission d'intérim, apprentissage, travail saisonnier ; 4. « Stages de la formation professionnelle », ou contrat d'aide à l'emploi ; 5. Au chômage ; 6. Elève, étudiant, stagiaire non rémunéré ; 7. Militaire du contingent ; 8. Autre situation : retraité, préretraité, retiré des affaires, femme au foyer, autre).

**Problèmes de recouvrement entre vagues**

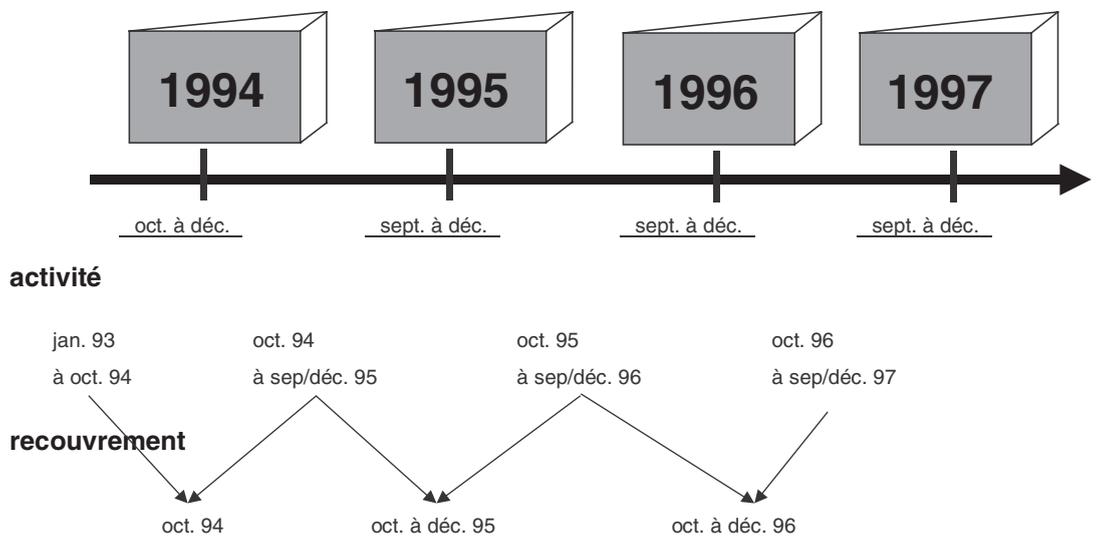
À chacune des quatre premières vagues du *Panel*, un calendrier d'activité rétrospectif est demandé depuis le mois d'octobre de l'année précédente (janvier pour la première vague) (cf. schéma). Les enquêtes se déroulant généralement entre octobre et décembre,



1. Ce n'est pas le cas dans la version européenne du questionnaire.
2. Si l'on avait choisi de privilégier le chômage sur l'emploi puis sur l'inactivité, seuls 0,3 % des mois auraient été modifiés, mais 5,4 % des enquêtés de 17 ans et plus auraient été concernés (voir Breuil-Genier, Legendre et Valdelièvre (2001), pour plus de détails sur l'incidence des règles appliquées pour définir la situation principale du mois).

Schéma

**Les calendriers d'activité des quatre premières vagues du *Panel* : mois sur lesquels portent les enquêtes et périodes de recouvrement**



### Encadré 5 (suite)

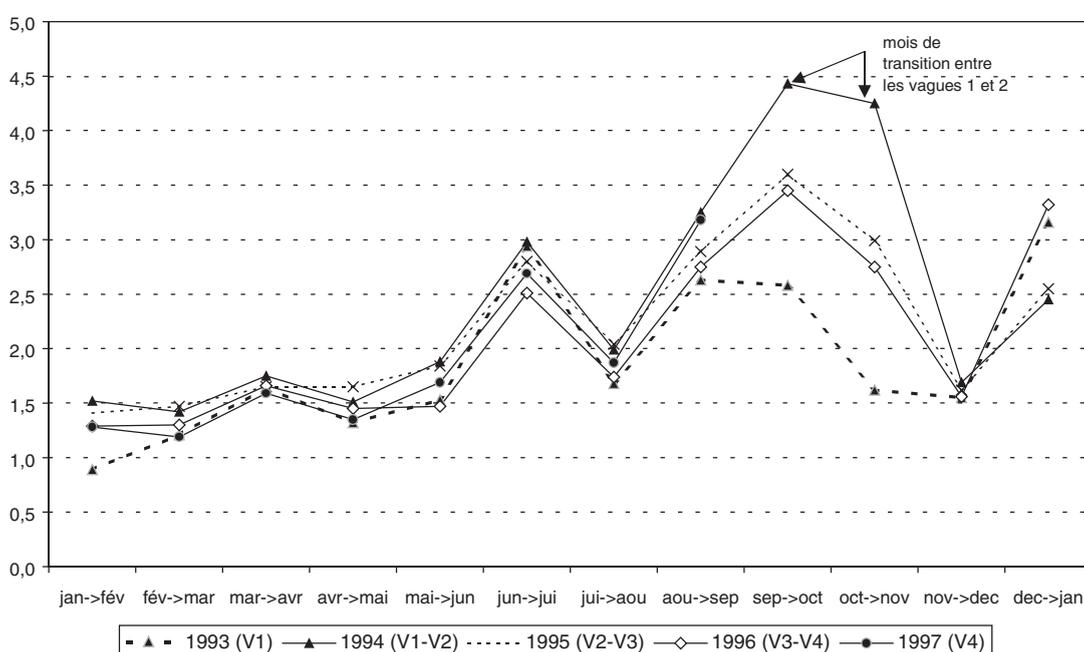
les situations d'activité du dernier trimestre d'un enquêté sont souvent décrites dans deux vagues successives, parfois de manière non cohérente.

Ces incohérences expliquent les forts taux de transitions observés entre les vagues 1 et 2 (mois de septembre à novembre 1994). Alors que les courbes correspondant aux différentes années sont proches sur les autres mois, la période automnale se caractérise par des écarts plus importants (cf. graphique). On constate

notamment que les taux de transitions observés entre septembre et novembre 1994 (passage du calendrier vague 1 au calendrier vague 2) sont plus importants que ceux observés à la même époque en 1993 (relevés sur le calendrier de la seule première vague). L'accroissement du taux de transition en automne se réduit lors des deuxième et troisième vagues (puis lors des troisième et quatrième vagues) (cf. graphique), ce qui est conforme avec l'idée que la qualité du *Panel* s'améliore notablement avec le nombre de vagues.

### Graphique

**Taux mensuels de changements d'occupation principale d'après le *Panel européen* en fonction du mois et de l'année (nomenclature du calendrier d'activité en 19 postes)**



Champ : individus de 17 ans ou plus lors de la vague d'enquête (pondérés de manière à être représentatifs de la population qui avait 17 ans ou plus).  
Source : *Panel européen* (partie française), vagues 1994, 1995, 1996, 1997, Insee.

Tableau 8

### Comparaison des taux de transition sur le marché du travail entre le *Panel européen* et les enquêtes *Emploi* 1993-1997

En %

Enquête	Période d'observation	Emploi à chômage	Emploi à inactivité	Chômage à emploi	Chômage à inactivité	Inactivité à emploi	Inactivité à chômage	Total
Panel européen	01/93 à 11/97	0,40	0,19	0,43	0,05	0,20	0,10	1,36
	01/93 à 12/96	0,42	0,20	0,44	0,05	0,21	0,10	1,42
	03/93 à 09/97	0,42	0,20	0,44	0,05	0,21	0,10	1,42
Enquêtes <i>Emploi</i>	03/93 à 09/97	0,46	0,14	0,46	0,03	0,15	0,09	1,33

Lecture : en moyenne sur la durée d'observation du panel (janvier 1993 à septembre 1997), la probabilité d'observer une transition emploi/chômage un mois donné pour un individu est de 0,40 %. Sur la période correspondant aux calendriers de l'enquête *Emploi*, elle est de 0,42 %.

Champ : individus de 17 ans ou plus lors de l'enquête.

Source : *Panel européen* (partie française), vagues 1994, 1995, 1996, 1997 ; enquêtes *Emploi* 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, Insee.

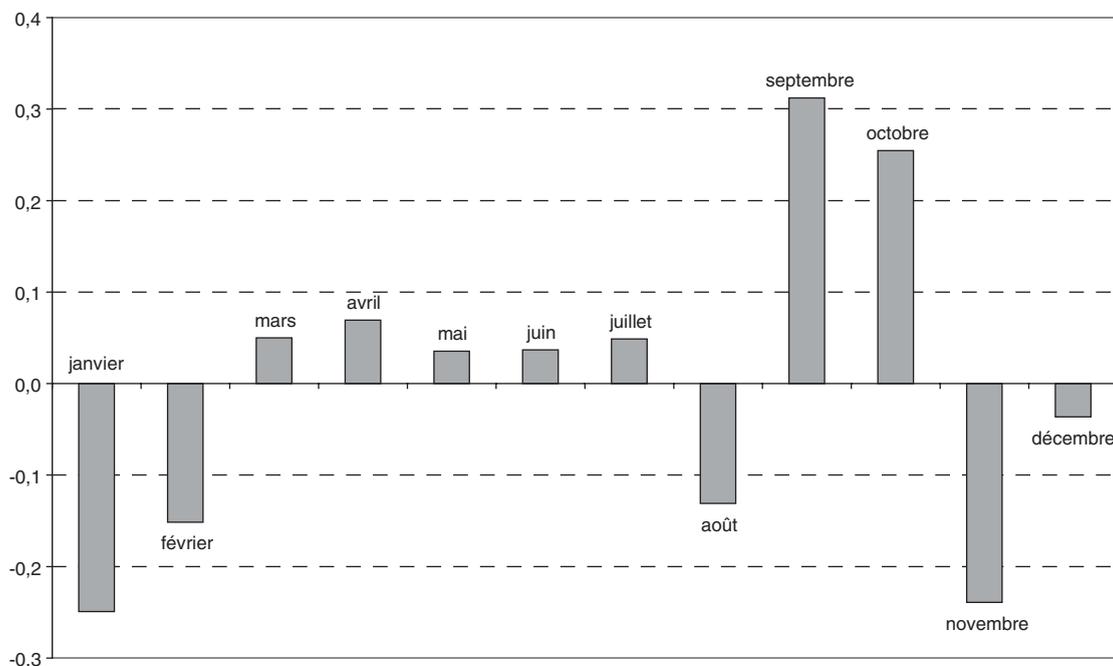
d'un problème de questionnement (la modalité « inactivité hors retraite ou études » n'existait pas en vague 1, et devait être reconstituée). Les différences, plus mineures, qui subsistent au-delà de la première vague pourraient être dues au fait que l'importance des calendriers d'emploi est différente dans les deux enquêtes. Alors que le calendrier d'activité, très complet, est au cœur du *Panel*, il est en fin de questionnaire de l'enquête *Emploi* (et ne porte que sur l'activité principale) (18). On retrouverait alors un phénomène analogue à ce que l'on observe sur les revenus par exemple : plus les questionnements sont détaillés, plus ils permettent de récupérer de l'information (Accardo et Fall, 1996). Ici, l'accent mis sur l'importance du calendrier dans le *Panel* pourrait conduire à recueillir un nombre de transitions supérieur dans cette enquête. La différence entre le *Panel* et les enquêtes *Emploi* pourrait également être en partie liée aux thèmes qu'elles traitent. En effet, si les taux de transitions entre emploi et inactivité sont supérieurs dans le *Panel*, les taux de transition entre emploi et chômage sont inférieurs à ceux de l'enquête *Emploi* : sensibilisés dans cette dernière enquête par les questions portant sur le chômage, les

enquêtés pourraient se déclarer plus facilement au chômage qu'en inactivité.

Par ailleurs, l'écart entre le taux de transitions dans le *Panel* et dans l'enquête *Emploi* dépend fortement du mois calendaire, probablement en raison des effets de mémoire : les transitions apparaissent plus fréquentes dans l'enquête *Emploi* que dans le *Panel* entre novembre et mars (mois de collecte de l'enquête *Emploi*), tandis qu'elles sont plus importantes entre mars et octobre dans le *Panel* (cf. graphique I). Le mois d'août fait exception à cette règle avec un nombre supérieur de transitions dans l'enquête *Emploi* (pour une raison inexpliquée). Enfin, les valeurs observées lors des recouvrements de calendrier dans le *Panel* sont particulièrement élevées et il est difficile de faire la part exacte sur ces deux mois de l'effet de mémoire et des incohérences lors des recouvrements entre vagues du panel (cf. encadré 5).

18. On peut se demander si notamment le *Panel* permettrait de mieux saisir les alternances entre emploi ponctuel et inactivité des personnes principalement inactives. Ceci sera à examiner sur les données.

Graphique I  
**Comparaison des taux de transition mensuels entre emploi, chômage et inactivité dans le *Panel* et dans les enquêtes *Emploi* : effet du mois**



Lecture : sur la période 1994-1996, les taux de transitions entre emploi, chômage et inactivité observés sur le *Panel* sont en moyenne supérieurs de 0,4 % à ceux observés sur les enquêtes *Emploi*. À cet écart moyen s'ajoutent des écarts supplémentaires selon le mois considéré : - 0,25 % en janvier, - 0,15 % en février, etc.

Champ : individus de 17 ans ou plus lors de l'enquête.

Source : *Panel européen (partie française), vagues 1994 à 1997 ; enquêtes *Emploi* 1994 à 1998, Insee.*

Les taux de transition dans le *Panel* diminuent de plus en plus (relativement aux taux de transition dans l'enquête *Emploi*) au fur et à mesure que le nombre de vagues augmente (cf. tableau 9 et graphiques II-A et II-B). Cette baisse de la fréquence des transitions dans le *Panel* peut être interprétée comme le signe d'une perte de représentativité du *Panel* au fur et à mesure que le nombre de vagues augmente. Cette baisse reste toutefois encore modérée en vague 4 : l'écart absolu entre taux de transitions est de 0,1 % (pour un taux de transition total de 1,4 % environ). Il est très légèrement plus important si on estime les taux de transition dans le *Panel* à partir des seuls individus répondants lors des quatre vagues. Il faudrait pouvoir disposer d'un nombre supérieur de vagues pour voir dans quelle mesure la baisse de représentativité pourrait être gênante.

La validation interne des calendriers d'activité du *Panel* comme la comparaison avec les enquêtes *Emploi* indiquent que les transitions entre emploi et chômage que l'on définit à partir du *Panel* sont de bonne qualité. En particulier, le risque de transitions fictives (liées à la complexité du calendrier) est limité. Si l'attrition biaise sans doute légèrement les taux de transitions, ce biais reste en vague 4 plus limité que celui lié à l'effet de mémoire.

\* \*  
\*

Les enquêtes répétées visent souvent plusieurs objectifs : notamment, le statisticien peut souhaiter à la fois disposer de données en coupe fiables et disposer de données individuelles longitudinales. Ces objectifs sont difficilement

Tableau 9  
**Différence entre les taux de transition sur le marché du travail estimés sur le *Panel* et les enquêtes *Emploi* 1993-1997**

**A - Ensemble des individus de 17 ans et plus**

	1993 (mars à décembre)	1994	1995	1996	1996 (janvier à septembre)	1997 (janvier à septembre)	Moyenne
Emploi à chômage	- 0,05	0,01	- 0,01	- 0,08	- 0,07	- 0,08	- 0,04
Emploi à inactivité	0,11	0,11	0,04	0,03	0,02	0,02	0,06
<b>Total emploi vers non-emploi</b>	<b>0,06</b>	<b>0,11</b>	<b>0,04</b>	<b>- 0,05</b>	<b>- 0,05</b>	<b>- 0,06</b>	<b>0,02</b>
Chômage à emploi	- 0,06	0,01	0,03	- 0,04	- 0,03	- 0,04	- 0,02
Inactivité à emploi	0,10	0,10	0,05	0,03	0,02	0,00	0,06
<b>Total non-emploi vers emploi</b>	<b>0,04</b>	<b>0,11</b>	<b>0,08</b>	<b>- 0,01</b>	<b>- 0,01</b>	<b>- 0,04</b>	<b>0,04</b>
Chômage à inactivité	0,01	0,02	0,03	0,02	0,02	0,00	0,02
Inactivité à chômage	- 0,02	0,03	0,01	0,00	0,00	- 0,01	0,01
<b>Total</b>	<b>0,10</b>	<b>0,27</b>	<b>0,15</b>	<b>- 0,04</b>	<b>- 0,05</b>	<b>- 0,10</b>	<b>0,09</b>

**B - Individus de 17 ans et plus présents lors des quatre vagues du *Panel***

	1993 (mars à décembre)	1994	1995	1996	1996 (janvier à septembre)	1997 (janvier à septembre)	Moyenne
Emploi à chômage	- 0,06	- 0,02	- 0,03	- 0,08	- 0,07	- 0,09	- 0,05
Emploi à inactivité	0,12	0,11	0,06	0,04	0,02	0,01	0,07
<b>Total emploi vers non-emploi</b>	<b>0,06</b>	<b>0,09</b>	<b>0,03</b>	<b>- 0,04</b>	<b>- 0,05</b>	<b>- 0,08</b>	<b>0,01</b>
Chômage à emploi	- 0,07	0,00	0,01	- 0,04	- 0,03	- 0,04	- 0,03
Inactivité à emploi	0,11	0,10	0,06	0,03	0,02	0,00	0,06
<b>Total non-emploi vers emploi</b>	<b>0,03</b>	<b>0,10</b>	<b>0,07</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>- 0,05</b>	<b>0,03</b>
Chômage à inactivité	0,02	0,03	0,03	0,03	0,02	0,00	0,02
Inactivité à chômage	- 0,01	0,03	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01
<b>Total</b>	<b>0,09</b>	<b>0,25</b>	<b>0,13</b>	<b>- 0,01</b>	<b>- 0,02</b>	<b>- 0,12</b>	<b>0,08</b>

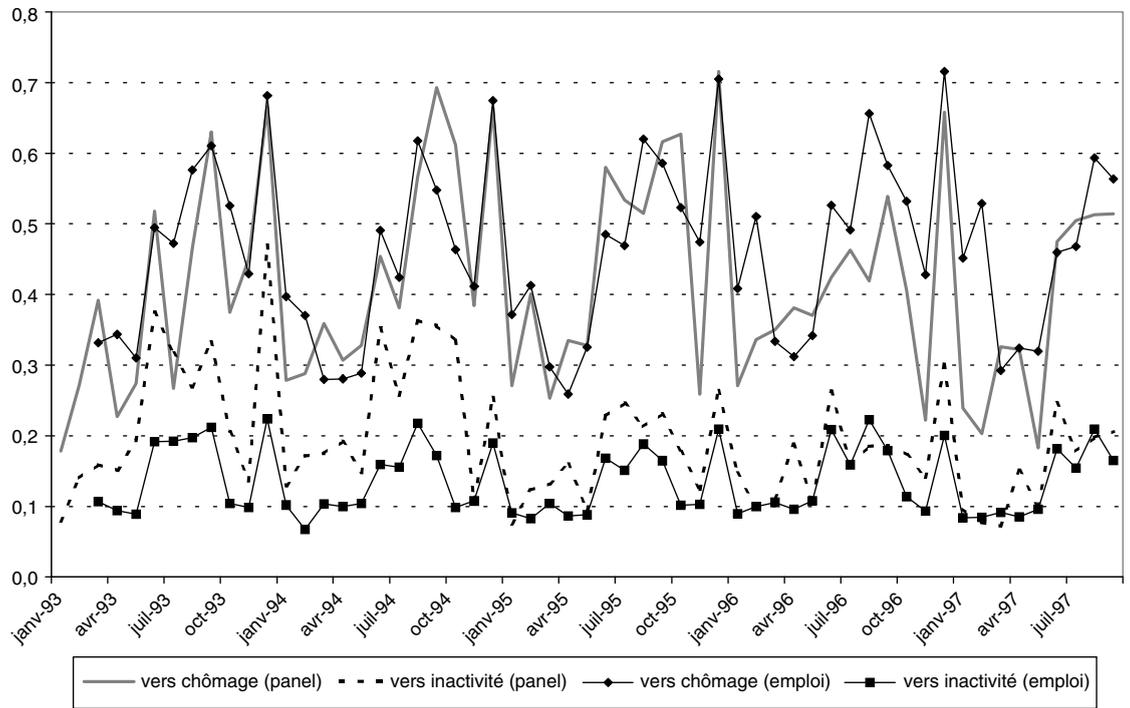
Lecture : en moyenne, de mars 1993 à septembre 1997, la probabilité d'observer une transition emploi/chômage un mois donné est inférieure de 0,04 point dans le *Panel* si on l'estime à partir de l'ensemble des individus, et de 0,05 si on l'estime à partir des seuls individus présents lors des trois vagues.

Champ : individus de 17 ans ou plus lors de l'enquête.

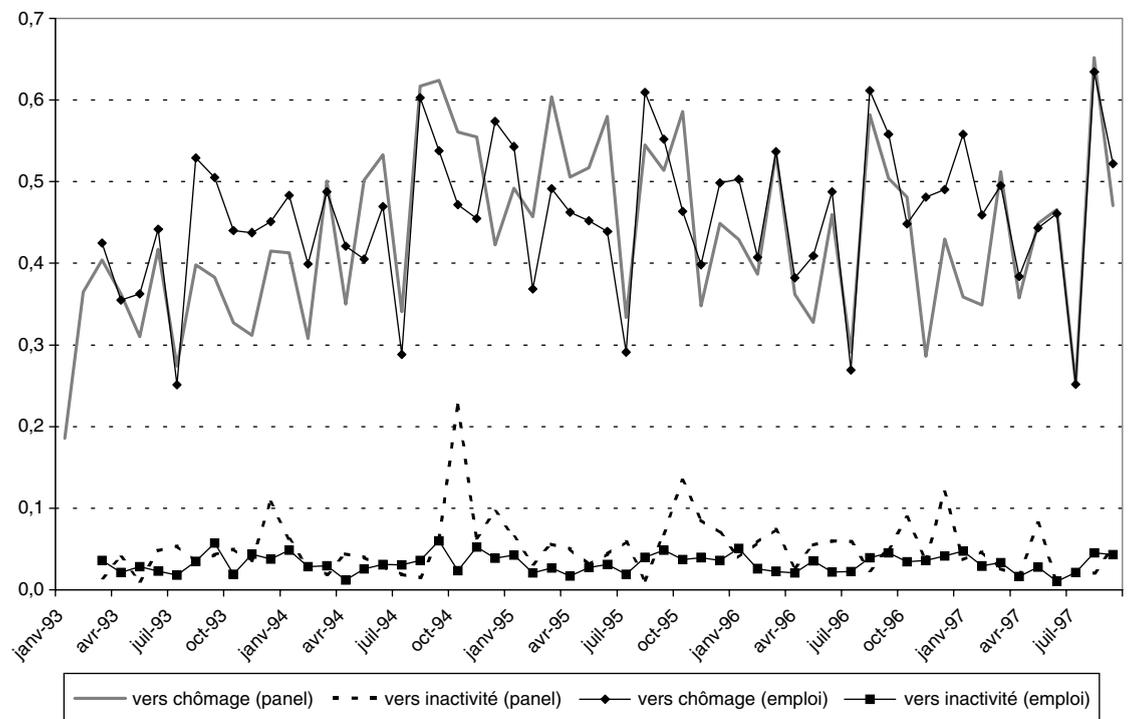
Source : *Panel européen (partie française), vagues 1994, 1995, 1996, 1997 ; enquêtes Emploi 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, Insee.*

Graphique II  
**Comparaison des données des trois premières vagues du Panel européen et des enquêtes *Emploi***

**A - Transitions depuis l'emploi**



**B - Transitions depuis le chômage**



Champ : individus de 17 ans ou plus lors de la vague d'enquête (pondérés de manière à être représentatifs de la population qui avait 17 ans ou plus).  
 Source : Panel européen (partie française), vagues 1994 à 1997 ; enquêtes Emploi 1994 à 98, Insee.

compatibles (Caron et Ravalet, 2000). Le recours à un panel d'individus semble nécessaire pour les analyses longitudinales, dès lors que le phénomène étudié n'est pas indépendant de l'existence d'un déménagement, que le nombre de vagues d'enquêtes à exploiter est important ou la population à étudier est mobile. En effet, bien que le taux de déménagement soit faible chaque année (de l'ordre de 10 %), le taux de déménagement cumulé sur plusieurs années devient lui beaucoup plus élevé, et il s'ajoute de plus à l'attrition : ne pas suivre les personnes qui déménagent revient à se priver d'une part de plus en plus importante de l'échantillon et nuit fortement à sa représentativité. Les statistiques descriptives peuvent en être fortement modifiées (exemple des taux d'emploi à trois ans des jeunes étudiants), non seulement parce que le déménagement peut être directement lié au phénomène étudié (les jeunes qui trouvent un emploi quittent leurs parents), mais surtout, parce qu'il peut également y être lié plus indirectement en raison de l'hétérogénéité individuelle (les personnes dont la situation sur le

marché du travail est la plus précaire sont également celles dont la situation de logement est la plus instable, ne serait-ce parce qu'il s'agit fréquemment de jeunes en phase d'accès à l'indépendance).

À l'inverse, la qualité des estimations en coupe est meilleure dans des enquêtes transversales ou des panels de logement, qui ne sont pas ou moins sensibles à l'attrition (19). Par ailleurs, les panels d'individus ayant un coût moyen par questionnaire rempli plus élevé (20), ont en général – tout du moins à budget donné – des échantillons plus réduits et donc des précisions plus faibles.

Si le panel de logements semble un bon compromis pour disposer à la fois d'estimations en coupe de qualité et de mesures d'évolutions précises (enquête *Emploi*, enquêtes *Permanentes Conditions de Vie*), il ne permet pas de suivre les personnes sur longue période. Ainsi, choisir entre un panel d'individus et un panel de logements revient dans une large mesure à arbitrer entre représentativité en coupe et possibilité de suivi sur longue période. Cet article montre qu'il est possible d'arbitrer en faveur d'un panel d'individus (sur quatre ans) sans devoir sacrifier de manière importante la qualité des estimations en coupe. En effet, la sélectivité de l'attrition sur quatre ans est suffisamment modérée pour que la structure de l'échantillon de répondants aux quatre vagues reste assez proche de la structure des répondants de départ (21). L'usage de pondérations longitudinales permet également de réduire les écarts observés entre estimations menées sur un échantillon cylindré et échantillon complet (22). Les taux de transitions entre emploi, chômage et inactivité estimés à partir du *Panel* restent proches de ceux de l'enquête *Emploi*. Il serait intéressant de refaire ce type d'étude avec un panel de plus longue durée. □

19. Le recours à un panel de logements, et donc à une enquête répétée peut avoir une incidence sur la qualité de l'information transversale. En effet, les ménages peuvent réagir différemment lors de passages ultérieurs de l'enquêteur (soit qu'ils comprennent mieux l'enquête, soit au contraire qu'ils essaient de limiter le temps de questionnement). L'attitude de ce dernier peut également varier (passation plus rapide des questions sur les points qui n'ont pas changé, etc.). Ainsi, il semblerait que les trois tiers de l'enquête *Emploi*, même redressés indépendamment, ne conduisent pas à des résultats transversaux identiques.

20. En effet, un effort supplémentaire doit être fait pour suivre les individus qui déménagent (transfert éventuel du dossier d'enquête à une direction régionale de l'Insee et/ou à un autre enquêteur, nouveau repérage sur le terrain, etc.). De plus, il est plus fréquent que les personnes qui déménagent ne soient pas enquêtées (soit parce qu'elles ne sont pas retrouvées, soit parce qu'elles sont en fait hors champ, décédées, etc.), d'où un coût moyen par interview réalisé plus élevé.

21. Par ailleurs, inclure des individus « non-panel » (personnes arrivées dans le ménage d'un « individu panel » après la première vague) dans l'échantillon transversal permet de redresser une partie de ces biais.

22. Tout du moins, ceux de ces écarts qui sont liés à des caractéristiques observables.

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Accardo J. et Fall M. (1996)**, « La mesure des revenus dans les enquêtes ménages et fiabilité des indicateurs d'inégalités dérivés », document de travail n° 9602 de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales, Insee.

**Baccaïni B. (2001)**, « Les migrations en France entre 1990 et 1999 », *Insee Première*, n° 758.

**Breuil-Genier P., Legendre N. et Valdelièvre H. (2001)**, « Panel d'individus versus panel de logement, ou : que peut-on dire de la qualité du panel européen ? », à paraître dans les Actes des journées de méthodologie statistique des 4-5 décembre 2000, *Insee Méthodes*.

**Caron N. et Ravalet Ph. (2000)**, « Estimation dans les enquêtes répétées : application à l'enquête Emploi en continu », document de travail de l'Unité de méthodologie statistique n° 0005, Insee.

**Dormont B. et Dufour-Kippelen S. (2000)**, « Insertion professionnelle et autonomie résidentielle : le cas des jeunes peu diplômés », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 97-120.

**Eurostat (2000)**, *Income Poverty and Social Exclusion in the Member States of the European Union*.

**Galland O. (2001)**, « Entrer dans la vie adulte : des étapes toujours plus tardives mais resserrées », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 13-36 (cette étude exploite les calendriers rétrospectifs des enquêtes *Jeunes* de 1992 et 1997).

**Gobillon L. (2001)**, « Emploi, logement et mobilité géographique », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.

**Lagarenne C. et Legendre N. (2000)**, « Les travailleurs pauvres en France : facteurs individuels et familiaux », *Économie et Statistique*, n° 335, pp. 3-25.

**Legendre N. (2000)**, « Méthodologie du panel européen des ménages – Exploitation des données de la vague 4 du fichier français », document de travail, F 2001, Insee.

**Magnac T. (1997)**, « Les stages et l'insertion professionnelle des jeunes : une évaluation statistique », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 75-94.

## TAUX DE DÉMÉNAGEMENT ET D'ÉCLATEMENT DE MÉNAGES

### Une sous-estimation négligeable des taux de déménagement

Dans le *Panel européen*, plusieurs variables contiennent de l'information sur l'existence d'un déménagement ou d'un « éclatement de ménage » (situations dans lesquelles certains membres présents dans le ménage à l'enquête précédente le quittent). Toutefois, ces variables ne sont pas toutes renseignées systématiquement. Certaines ne le sont notamment que lorsque le ménage accepte de répondre au questionnaire. Pour le présent article, toute l'information disponible a été utilisée pour repérer les cas de déménagement ou d'éclatement de ménage, mais les taux de déménagement et d'éclatement restent malgré cela encore légèrement sous-estimés. En effet, si on peut supposer que l'on arrive à détecter presque tous les cas où tous les membres du ménage quittent le logement, en revanche, quand le ménage est non-répondant (et que tous ses membres n'ont pas déménagé), il n'est pas possible de savoir si certains membres du ménage l'ont tout de même quitté. On est amené à supposer qu'aucun membre du ménage ne soit parti, ce qui conduit à des taux de déménagement (ou d'éclatement de ménage) légèrement sous-estimés. Ce biais est toutefois négligeable : la non-réponse est de l'ordre de 10 % et le taux d'éclatement de ménage est de quelques pour-cent (et est sans doute plus faible au sein des ménages qui déménagent), soit un biais inférieur à 0,5 % (1).

### Réconcilier des informations multiples mais souvent incohérentes

Lorsque le ménage est non-répondant, on utilise les variables *TRESFA*, remplies par l'enquêteur, qui décrivent les résultats des essais de contact de ce dernier avec le ménage, ainsi que la variable *TCHAD* (qui décrit l'existence d'un changement d'adresse depuis la vague précédente – téléphonique (2) ou en vis-à-vis – et est donc plus difficilement exploitable). Lorsque le ménage est répondant, on peut de plus utiliser la question qui lui est directement posée, de savoir s'il a déménagé (*LOGID*).

Les codes des communes de résidence lors des différentes vagues d'enquêtes sont aussi utilisés pour trancher les cas litigieux. Toutefois, toutes ces informations ne sont pas toujours cohérentes entre elles (cf. notamment les travaux de L. Gobillon). Notamment, dans environ la moitié des cas, le code de la commune change alors que le ménage déclare ne pas avoir changé de logement. Il s'agit souvent de problème de codage d'arrondissement. Dans tous les cas, l'information donnée par le ménage a été privilégiée, en particulier quand elle s'accompagne de réponses à des questions sur la date et les motifs du déménagement.

Pour les ménages répondants, les personnes ayant quitté leur ménage sont identifiées avec la variable *TNOC* (mouvement des personnes), et par comparaison des présents dans le ménage aux différentes vagues ou examen du numéro de ménage.

Au total, les informations relatives aux mouvements des individus ou des ménages ou aux difficultés rencontrées pour interroger le ménage ou certains de ses membres sont multiples, souvent incohérentes ou incomplètes. La détermination des personnes ayant déménagé repose donc sur des règles de décision, dont la modification pourrait faire légèrement varier les statistiques sur la non-réponse et ses causes.

---

1. En revanche, le fait que l'on ne puisse pas savoir si une personne a quitté le ménage si ce dernier ne répond pas interdit de calculer de manière valable des taux de réponse pour les individus restant dans le ménage, selon que d'autres membres du ménage sont partis ou non (on aboutirait par exemple en vague 1 à un taux de réponse en vague 2 anormalement élevé de 96 % pour les individus qui n'ont pas déménagé à l'inverse d'autres membres de leur ménage : ce taux élevé est simplement dû au fait qu'on ne sait, en général, quand un individu a quitté le ménage que si un autre membre au moins du ménage accepte de répondre).

2. Des vagues téléphoniques ont été intercalées entre les premières enquêtes en vis-à-vis réalisées chaque année à l'automne. Elles avaient pour principal objet de repérer les principales modifications affectant le ménage, mais n'ont pas été exploitées.