

Méthodologie Statistique

N°0004

Plus d'amis, plus proches ?

Essai de comparaison de deux enquêtes peu comparables.

Olivier GODECHOT

Document de travail

INSEE

Plus d'amis, plus proches?
Essai de comparaison de deux enquêtes peu comparables.

Olivier Godechot
Laboratoire de Sciences Sociales, ENS

Résumé :

Lorsque le questionnaire ou le protocole sont modifiés d'une enquête à l'autre, l'établissement de comparaisons nécessite la plus grande prudence. Sans remplacer la vigilance réflexive, l'utilisation de techniques statistiques qui permettent d'étudier la robustesse des variations peut apporter une aide appréciable et conforter (ou infirmer) les évolutions ainsi établies.

Dans le document de travail suivant, nous montrons dans un premier temps comment, lors de la reprise de l'enquête Contacts de 1983 par l'enquête PCV de mai 1997, des modifications même mineures du questionnement, en particulier dans les parties concernant l'amitié, introduisent des différences majeures dans les niveaux de réponses. Dans une deuxième partie, nous essayons d'utiliser des méthodes pour, malgré tout, poursuivre la comparaison. Lorsque de tels problèmes de comparaison se posent, la méthode à adopter est intrinsèquement liée au sujet, aussi nous avons choisi dans ce travail, de ne pas tant séparer « la méthode » et « les résultats ».

Mots-Clés : Comparaison ; questionnaire ; décomposition d'Oaxaca ; régression logistique ; fluidité sociale ; sociabilité.

Sommaire

Sommaire	3
Introduction	5
I. Une modification mineure du questionnement peut introduire des variations majeures du niveau des réponses	6
A. La comparaison terme à terme de deux questionnaires : un préalable indispensable pour repérer les biais.	6
1. L'enquête Contacts.....	6
a) Le premier questionnaire.	6
b) Le carnet de contacts.....	6
c) Le deuxième questionnaire.	6
2. L'enquête EPCV de mai 1997.....	9
a) Le questionnaire.....	9
b) La grille.....	10
B. La comparaison brute des résultats à des questions en apparence peu différentes conduit à établir des évolutions surprenantes.....	11
II. Comparer malgré tout : introductions de méthodes qui essayent d'aller au-delà les différences de questionnaires.	14
A. Typologie des changements qui peuvent intervenir entre deux dates : ne pas prendre un changement pour un autre... ..	14
1) Changement de protocole de questionnaire.....	14
2) Changement de questions	15
3) Changement du niveau de la pratique.....	15
4) Changement de structure.....	15
5) Changement de définition de la pratique.....	16
6) Changement du sens des catégories de mesure.....	16
Conclusion.....	17
B. Utiliser le modèle d'Oaxaca permet de s'avancer un peu plus en matière de comparaison : étude de l'évolution de l'isolement amical.....	18
1. Ressources et facteurs qui préservent de l'isolement amical.....	18
a) Présentation du sur-modèle.....	18
b) Un résumé : La hiérarchie des significativités.....	21
2. Décomposition des variations de la pratique et des variations de la composition des causes	23
a) L'origine du modèle : décomposition d'Oaxaca.....	23
b) Transformation de la population.....	23
c) Effets des transformations sur les pratiques.....	25
d) À la recherche du meilleur candidat causal.....	26
C. Utilisation combinée de la décomposition d'Oaxaca et des techniques d'analyses log-linéaire : Avoir un ami d'une autre CS.	26
1. Présentation des données : deux classifications peu comparables.....	27
2. Comment comparer deux tables de mobilité sociale ?.....	29
a) Présentation schématique de l'analyse log-linéaire.....	29
b) L'analyse log-linéaire utilisée sur deux tables construites à partir de questionnements différents fait ici entrevoir un résultat paradoxal : une tendance à la baisse de la fluidité sociale.....	32
3. La décomposition d'Oaxaca permet d'effectuer un détour pour comprendre ce résultat.....	33
a) Les résultats du surmodèle complet.....	33

b) Décomposition d'Oaxaca	36
3. Une fois découverts des effets de questionnaire fauteurs, il est possible de retourner aux méthodes d'analyses loglinéaires pour les neutraliser.	38
Conclusion.....	40
Bibliographie.....	41

Introduction.

Les conjoncturistes et les économistes disposent en général de données fréquentes et régulières leur permettant d'effectuer des comparaisons très solides et d'imputer ensuite à partir des covariations des séries mensuelles ou annuelles (chômage, emploi, consommation, etc.) des relations de causalité et des enchaînements macroéconomiques.

Les sociologues ou les statisticiens qui travaillent sur les pratiques sociales ne disposent pas de telles données et ne peuvent établir aussi rigoureusement des comparaisons, et à fortiori caractériser avec une même précision les covariations.

Pourquoi ?

- Les évolutions des pratiques sociales sont assez lentes.
- Les questionnaires sur les pratiques sociales sont peu fréquents.
- Les réponses sont d'autant plus sensibles au contexte de l'enquête et au questionnaire que les questions sont subjectives.
- Les questionnaires sont souvent modifiés d'une fois sur l'autre : soit les questions elles-mêmes, soit l'ordre des questions et le protocole d'enquête.

De ces quelques constats généraux, nous pouvons tirer les conséquences suivantes :

- La comparaison de deux enquêtes se résume souvent à la comparaison de deux moyennes à plusieurs dates différentes (parfois seulement à deux dates).
- La robustesse de la comparaison dépend de stabilité de la question, du protocole de questionnaire (ordre des questions) et de la définition sociale du phénomène observée.
- La cause des évolutions est difficile à établir.
- Ces évolutions livrées aux médias font souvent l'objet d'interprétations morales : sur le mode de l'exhortation et de la déploration.

Aussi lorsque le questionnaire ou le protocole sont modifiés d'une enquête à l'autre, l'établissement de comparaisons nécessite la plus grande prudence. Sans remplacer la vigilance réflexive, l'utilisation de techniques statistiques qui permettent d'étudier la robustesse des variations peut apporter une aide appréciable et conforter (ou infirmer) les évolutions ainsi établies.

Dans le document de travail suivant, nous montrons dans un premier temps comment, lors de la reprise de l'enquête Contacts de 1983 par l'enquête PCV de mai 1997, des modifications même mineures du questionnement, en particulier dans les parties concernant l'amitié, introduisent des différences majeures dans les niveaux de réponses. Dans une deuxième partie, nous essayons d'utiliser des méthodes pour, malgré tout, poursuivre la comparaison. Lorsque de tels problèmes de comparaison se posent, la méthode à adopter est intrinsèquement liée au sujet, aussi nous avons choisi dans ce travail, de ne pas tant séparer « la méthode » et « les résultats »¹.

¹ À l'origine de ce document de travail, se trouve une tentative d'étude plus positive des évolutions des pratiques amicales (voir aussi Godechot, 1996).

I. Une modification mineure du questionnement peut introduire des variations majeures du niveau des réponses

A. La comparaison terme à terme de deux questionnaires : un préalable indispensable pour repérer les biais.

Pour bien prendre la mesure des différences d'enquête aux deux dates, il faut comparer terme à terme les deux questionnaires. Certes, lorsque les formulations des questions diffèrent dans deux enquêtes, la différence de questionnement est alors particulièrement visible même si son interprétation pose toujours problème. Parfois, les niveaux de réponse à des questions exactement similaires peuvent aussi différer en raison de la différence de protocole de questionnaire : différence dans le mode de passation, différence dans l'enchaînement des questions, différence dans la définition implicite proposée du phénomène étudié.

Ici nous revenons sur les grandes différences qui séparent les deux enquêtes consacrées à la sociabilité, l'enquête Contacts et l'enquête EPCV, et nous nous attarderons plus spécifiquement à la partie consacrée à l'amitié.

1. L'enquête Contacts

Le questionnaire de l'enquête Contacts est un questionnaire en trois étapes.

a) Le premier questionnaire.

Au cours du premier questionnaire, un adulte du ménage (n'importe lequel) devait dresser la composition du ménage et répondre à des questions générales sur les relations de voisinage, les pratiques associatives, les sorties du ménage et sur le partage des tâches domestiques.

b) Le carnet de contacts.

A la fin du premier questionnaire, un membre du ménage est désigné par la procédure Kish pour remplir un carnet de contacts pendant une semaine et pour répondre ensuite au deuxième questionnaire.

Ce carnet de contacts *permet de collecter les contacts humains selon la logique du déroulement de l'emploi du temps*. En effet tous les soirs, l'enquêté remplit son carnet. Il y consigne ses activités, qu'il ait eu ou non au cours de celles-ci des discussions non-professionnelles avec des personnes qui ne vivent pas dans son foyer. L'exemple qui figurait dans le carnet est particulièrement clair :

De quelle heure à quelle heure ? » 7h30 à 8h00 » ; Quelle occupation ? « Je vais à mon travail » ; Où ? « En voiture » ; Discussion ? « Néant ».

La collecte de toutes les activités selon le mode le plus habituel d'organisation du temps, à savoir l'emploi du temps, permet de limiter considérablement les oublis de conversations.

c) Le deuxième questionnaire.

Le deuxième questionnaire a été soumis à l'individu Kish après la phase du carnet de contacts. Outre qu'elle permet de limiter les oublis, on peut penser que la tenue du carnet de contacts constitue pour les enquêtés une *épreuve de réalité* de leur sociabilité. Il est fort probable qu'elle conduise à réviser leurs prétentions à la sociabilité.

La première question posée sur l'amitié (Encadré n°1) oblige les enquêtés à l'exercice quelque peu scolaire et métaphysique d'élaboration d'une définition de l'amitié :

Q55. « *Pour vous qu'est-ce qu'un ami ou une amie ?* » [Question ouverte]

Cette question exerce ensuite une fonction de filtre pour déterminer le nombre d'amis.

Q56. « *Avez-vous des amis, hommes ou femmes, qui correspondent à cette définition (Parenté exclue)? Oui, Non. Si oui combien ?* »

La question 59 propose aux enquêtés de choisir les quatre qualités parmi les seize proposées qu'ils apprécient le plus chez leurs amis. Enfin une question filtre, la question 60, permet de déterminer les amis qui vont faire l'objet d'une description dans le cadre du questionnaire :

Q60. « Connaissez-vous éventuellement quelques couples ou quelques personnes dont vous avez le sentiment que ce sont vos meilleurs amis ? (Parenté exclue) Disons 3 au maximum... »

1. Oui, j'en connais. 2. Non, je ne vois personne qui serait mon meilleur ami ou ma meilleure amie. (lire les 2 réponses) »

Q61. « De combien de personnes ou de couples s'agit-il ? (1, 2 ou 3) »

La détermination par le questionnaire des amis qui doivent être décrits est donc particulièrement exigeante : définition préalable de l'amitié, déclinaison des qualités souhaitées chez l'ami, expression d'un « sentiment d'avoir des meilleurs amis ». La description de ces amis est proposée et non imposée par le questionnaire. En 1983, une question filtre sur l'existence de l'objet étudié pour l'enquêté précède en général toute demande de décompte ou de description de cet objet. Aussi peut-on comprendre que le nombre d'amis ainsi récoltés soit relativement limité.

La question 60 fait apparaître un être quelque peu paradoxal : il s'agit du « couple d'amis ». C'est à la suite des entretiens préparatoires que les concepteurs de l'enquête ont choisi de faire figurer dans leur questionnaire le terme « couples d'amis » auquel faisaient référence certaines personnes interrogées. La sociabilité de couple, le fait que les amis du couple sont souvent des couples d'amis constituent bien un trait marquant de la sociabilité des ménages. Le mettre en évidence est un des apports de l'enquête. Cependant le protocole d'enquête ne permet pas de mesurer l'éventuel inégal degré d'amitié (ancienneté, pratiques, conversations, intimité, etc.) que l'enquêté nourrit pour l'un ou l'autre membre du couple et ne permet pas non plus de prendre la mesure de la division sexuelle des pratiques de sociabilité.

En faisant ce choix et en proposant ce terme « indigène », il est possible que les concepteurs l'aient imposé à de nombreux enquêtés qui n'y auraient pas fait référence sans cela. Ainsi 83% des amis qui sont mariés ont été déclarés « couples d'amis ». Ainsi lorsqu'on propose cet être du couple d'ami, et que l'ami(e) vit en couple, il est presque inconvenant de ne pas décrire le couple comme couple d'amis. Du coup, en nommant cette possibilité, on fait exister peut-être une possibilité qui n'aurait pas été envisagée par les enquêtés sans cela (tableau n°1).

Tableau n°1. Type d'ami en fonction du statut matrimonial de l'ami.

Type d'ami Statut matrimonial légal de l'ami	Homme seul	Femme seule	Couple	Total	Effectif
Célibataire	40%	47%	13%	100%	1268
Marié	7%	10%	83%	100%	4681
Divorcé	27%	61%	13%	100%	229
Veuf	13%	85%	2%	100%	460
Ensemble	14%	24%	61%	100%	6638

Note de lecture : 40% des amis célibataires sont déclarés « homme seul », « 13% » de ceux-ci sont des couples d'amis.

L'être « couple d'ami » pose aussi des problèmes de traitement statistique. Faut-il considérer qu'il s'agit d'un ou de deux amis ? Ce problème se pose d'autant plus lorsque l'on veut mesurer des distances (sociales, d'âge, géographiques) entre l'individu et l'ami. Dans ce cas, il est plus juste de travailler non pas sur la population des individus mais sur celles des

paires amicales, paires constituées par un individu et l'un de ses amis. Ainsi l'individu qui a trois amis participe à trois paires amicales et il est représenté trois fois. Une telle méthode déforme certes la population des individus mais permet de représenter plus justement les relations amicales. Comment prendre en compte l'information pour les couples d'amis ? Faut-il faire un choix arbitraire mais déformant, en ne gardant que l'information relative à l'homme, ou prendre en compte toute l'information en décomposant les couples d'amis en deux amis au risque de prendre en compte des amis beaucoup plus éloignés (conjoint de l'ami) ? C'est finalement cette dernière option qui a été choisie. Dans ce cas, si l'on décompose les couples d'amis en deux amis, les 3 667 personnes ayant des amis forment 10 707 paires amicales, et non 6 638 paires.

Encadré n°1 : Questionnaire de l'enquête Contacts (partie concernant les relations d'amitié)

I. Questions générales sur l'amitié

55. *Pour vous qu'est-ce qu'un ami ou une amie ?* [Question ouverte]

Codage :

1. Aide : service, soutien, compter sur, rendre service, coup de main...
2. Confiance : se confier, confiance, tout dire, raconter ses soucis...
3. Liberté : quelqu'un avec qui on se sent libre, on parle librement, à l'aise...
4. Mêmes idées : mêmes opinions, mêmes croyances, discussions sur sujets intéressants...
5. On s'entend bien : on aime se voir...
6. Détente : amusement, oubli des soucis...
- 7 & 8. Autres définitions.

56. *Avez-vous des amis, hommes ou femmes, qui correspondent à cette définition ?* (Parenté exclue)

Oui, Non

Si oui combien ?

57. *A quelle fréquence vous arrive-t-il d'inviter des amis à venir chez vous ?*

Nombre de fois par unité de temps.

58. *Et à quelle fréquence vous arrive-t-il d'être invité à aller chez des amis ?*

Nombre de fois par unité de temps.

59. *Quelles sont, parmi les qualités énumérées ici, celles que vous apprécierez [celles que vous recherchiez] le plus chez vos amis ? Je vous en demanderais d'en choisir trois au maximum ?*

1. Original, 2. Simple, 3. Cultivé, 4. Engagé, 5. Distingué, 6. Drôle, 7. Raffiné, 8. Honnête, 9. Pas fier, 10. Artiste, 11. Intelligent, 12. Sérieux, 13. Décontracté, 14. Bon vivant, 15. Dynamique, 16. Autre.

60. *Connaissez-vous éventuellement quelques couples ou quelques personnes dont vous avez le sentiment que ce sont vos meilleurs amis ?* (Parenté exclue) *Disons 3 au maximum...*

1. Oui, j'en connais. 2. Non, je ne vois personne qui serait mon meilleur ami ou ma meilleure amie. (lire les 2 réponses)

61. *De combien de personnes ou de couples s'agit-il ?* (1, 2 ou 3)

76. *Pour les couples : Pensez-vous que votre conjoint mettrait au nombre de ses meilleurs amis les mêmes personnes que vous ?*

1. Oui, les mêmes exactement. 2. Pas toutes. 3. Aucune 4. Ne sait pas.

77. *Pour les sans meilleurs amis : Et autrefois, avez-vous connu quelques couples ou personnes dont vous aviez le sentiment que c'étaient alors vos meilleurs amis ?* (3 au maximum)

78. *De combien de personnes (ou de couples) s'agissait-il ?*

79. *Faites-vous actuellement partie d'un groupe d'amis ou de « copains », au moins 3 couples ou 3 personnes, toujours les mêmes, qui se retrouvent périodiquement ?*

1. Non, aucun groupe. 2. Oui, les meilleurs amis dont on vient de parler et eux seuls. 3. Oui, mais ce groupe ne comprend pas les meilleurs amis cités. 4. Oui, certains des meilleurs amis cités, plus d'autres personnes.

II. Description des meilleurs amis

62. *Est-ce... 1. Un homme, 2. Une femme, 3. Un couple ?*

63. *Est-il(elle)... 1. Célibataire, 2. Marié(e), 3. Divorcé(e), 4. Veuf(ve) ?*
64. *Âge (à peu près...) ? (le plus âgé du couple ami)*
65. *Nombre d'enfants ?*
66. *Depuis combien d'années vous connaissez-vous ? (Si c'est un couple, le plus anciennement connu des deux ?)*
67. *Aux couples : Qui dans votre ménage a commencé à être son ami (leur ami) ?*
1. Vous même. 2. Votre conjoint. 3. Vous deux ensemble
68. *Comment vous êtes-vous connus ?*
1. Voisins. 2. Camarades d'études. 3. Collègues. 4. Membres d'une même association. 5. Mis en relation par la famille. 6. Mis en relations par d'autres amis. 7. Clients (rajouté) 8. Autre
69. *A quelle distance de chez vous, à peu près, vit votre ami(e) (vos amis) ?*
70. *En ce moment, votre ami(e).. Lui, Elle.*
1. fait ces études. 2. exerce un métier. 3. a cessé de travailler. 4. n'a jamais travaillé
71. *Quelle est sa dernière profession ? (préciser le grade et si salarié ou indépendant) Lui, Elle.*
Question ouverte. Codage PCS 42.
72. *A quelle fréquence vous voyez-vous ?*
Nombre de fois par unité de temps.
73. *A quelle fréquence échangez-vous des nouvelles par lettre ou téléphone ?*
Nombre de fois par unité de temps.
74. (Censure INSEE : Seulement si le Répondant est marié et de même sexe que son ami(e))
Votre conjoint est-il présent dans vos rencontres ?
0. Jamais. 1. Parfois. 2. Le plus souvent. 3. Toujours
75. (Censure INSEE : Seulement si l'ami(e) est marié(e) et de même sexe que le répondant)
Et le conjoint de votre ami est-il présent dans vos rencontres ?
0. Jamais. 1. Parfois. 2. Le plus souvent. 3. Toujours

2. L'enquête EPCV de mai 1997

L'enquête sur les contacts de 1997 est le second volet de l'enquête permanente sur les conditions de vie. Le format d'enquête est beaucoup plus réduit et la reprise des questions de l'enquête Contacts n'a pu être que partielle. L'enquête a été organisée en deux étapes. Trois questionnaires étaient proposés : un pour les actifs occupés, un pour les chômeurs, et un pour les inactifs. Les questions qui nous intéressent étaient les mêmes dans les trois cas.

a) Le questionnaire

Dans ce questionnaire, la quantité d'informations tant sur l'amitié que sur les amis est beaucoup plus limitée (voir encadré n°2). On connaît le nombre d'amis et la fréquence de rencontre des amis. La description des meilleurs amis est limitée à l'ancienneté de la relation, son origine, la distance qui sépare les amis, la situation professionnelle de l'ami. On ne connaît pas par contre le sexe des amis, ni le statut matrimonial. La codification de la profession est beaucoup moins précise.

À la différence de l'enquête Contacts, les questions sur les amis ne sont pas précédées par des questions les obligeant à proposer une définition ou une représentation de l'amitié. Les questions générales sur l'amitié et la description des meilleurs amis sont séparées par quelques questions générales sur la sociabilité (question 35 à 37). La description des meilleurs amis n'est pas précédée par une question filtre qui permet aux enquêtés de se prononcer sur la notion de « meilleurs amis » (telle la question 60 du questionnaire Contacts). Aussi l'on comprend peut-être pourquoi le nombre de réponses est si important.

Autre différence avec le questionnaire Contacts, il n'a pas été procédé au traditionnel tirage d'un individu Kish. Au contraire, la personne présente répondait à l'enquêteur et l'enquêteur laissait pour les autres membres du ménage des questionnaires à remplir seuls, des grilles de contacts, des enveloppes affranchies pour la réponse, et donnait à la personne présente des instructions à transmettre aux absents pour les aider à remplir. Mis à part le

recensement, les enquêtes auto-administrées par les ménages sont peu courantes à l'INSEE. Le taux de retour a été assez fort, de l'ordre de 80%. Ici l'utilisation des deux protocoles d'enquête permet de connaître plus finement que d'habitude l'effet d'un protocole de questionnaire. Contrairement à ce que l'on pourrait penser, l'absence d'enquêteur ne conduit pas à des taux de réponse plus faibles pour toutes les questions. Cet effet n'est vrai que pour les questions un peu techniques, nécessitant une compétence, un choix éclairé au sein d'items de réponses classantes (comme dans le cas de la profession de l'ami). Mais pour beaucoup de questions, le taux de réponse des auto-administrés est supérieur à celui des autres enquêtés. Cela vaut plus particulièrement pour les questions intimes, questions pour lesquelles la présence d'un enquêteur peut être intimidante et plus généralement pour les questions qui demandent un effort de mémoire : l'enquêté auto-administré dans ce dernier cas se trouve moins dans une situation d'examen, il ne doit pas répondre dans un temps limité et subir le rythme imposé par l'enquêteur, il peut alors prendre le temps de trouver la réponse qu'il trouve la plus satisfaisante.

Ainsi le nombre de personnes qui ne décrivent pas de meilleurs amis est beaucoup plus faible parmi les enquêtés ayant répondu à un questionnaire auto-administré (14,33%) que parmi ceux pour qui le questionnaire a été administré par un agent de l'INSEE (20,08%) (cf. tableau n°2).

Tableau n°2. Nombre d'amis en fonction du mode d'administration du questionnaire.

Nombre d'amis :	0	1	2	3	Total	Nombre de paires amicales
Mode d'administration						
Auto-administré	513	459	602	2005	3579	7678
Administré par l'INSEE	1229	1057	1210	2626	6122	11355

Note de lecture : 513 enquêtés ayant répondu seuls à leur questionnaire n'ont pas décrit d'amis, 2005 en ont décrit 3.

b) La grille

Chaque enquêté devait ensuite remplir la grille de contacts pendant une semaine. Dans le cas des questionnaires administrés par l'INSEE, l'administration du questionnaire précédait la tenue de la grille. Pour les questionnaires auto-administrés on ne sait pas si l'enquêté a fait le choix de remplir d'abord le questionnaire avant de remplir la grille ou l'inverse. Toutefois comme la tenue de la grille dure une semaine, il est fort probable que la plupart de ces enquêtés aient choisi de remplir le questionnaire avant la grille. Aussi la grille, à la différence de l'enquête Contacts, n'a pu constituer une *épreuve de réalité*, et conduire lors du questionnaire à une révision des prétentions à la sociabilité.

Le protocole de collecte du nombre de contacts tout au long de la semaine est assez différent de celui de l'enquête Contacts. Il s'agit d'une grille précodée : les périodes de la journée et le type d'interlocuteurs sont déjà codés. En colonne, chaque journée est divisée en quatre périodes, matin, midi, après-midi, soir ou nuit. En ligne, des interlocuteurs sont proposés, père, mère..., ami 1, ami2..., collègue 1, etc., 9 lignes supplémentaires sont laissées pour des personnes qui ne rentreraient pas dans la classification proposée. L'enquêté doit mettre alors une croix à l'intersection de la ligne de l'interlocuteur et de la colonne de la période.

Cette grille a bien sûr de nombreux avantages : elle est facile à remplir, économique, etc.. Mais elle produit sans doute des niveaux de réponse sensiblement différents de l'enquête *Contacts*. En effet que l'enquêté lise la grille en colonne : « lundi matin ai-je discuté avec mon père, ma mère, mon enfant... ? », ou en ligne « ai-je discuté avec ma mère, lundi matin, lundi midi, lundi après-midi... ? », il effectue son travail de mémoire selon des catégories pré-construites, celles de la discussion, de la période et de l'interlocuteur. Cette logique-là de

récolte favorise sans-doute plus les oublis qu'un emploi du temps complet de la journée qui conduit l'enquête à décrire des plages horaires pendant lesquelles il a des discussions auxquelles il n'aurait pas pensé sinon.

S'il nous paraît important de signaler les différences de protocoles pour les contacts, remarquons ici que pour la suite de ce travail, nous n'utiliserons que la partie du questionnaire qui concerne l'amitié.

Encadré n°2 : Questionnaire de l'enquête EPCV (partie concernant les relations d'amitié)

I. Questions générales sur l'amitié

31. *Avez-vous personnellement des amis, hommes ou femmes ?*

Oui, Non

Si oui combien ?

32. *Combien de fois des amis viennent-ils chez vous ?*

Nombre de fois par unité de temps.

33. *Combien de fois allez-vous chez des amis ?*

Nombre de fois par unité de temps.

34. *Combien de fois les rencontrez-vous en dehors de chez vous ou de chez eux ?*

Nombre de fois par unité de temps.

38. *Nous allons maintenant vous poser quelques questions sur vos meilleurs amis (parenté exclue), en vous limitant aux trois premiers amis sauriez-vous :*

– Son âge ?

– Le nombre de ses enfants ?

– Comment vous-êtes vous connu ? Vous étiez : (3 réponses possibles)

1. Voisins, 2. Camarades d'études, 3. Collègues strictement de travail, 4. Collègues connus grâce à une activité extra-professionnelle, 5. Membres d'une même association, 6. Mis en relation par la famille, 7. Mis en relations par d'autres amis, 8. D'une autre façon.

– À quelle distance de chez vous, environ, vit cet ami(e) ?

– En ce moment cet ami(e) ...

1. exerce une profession, 2. est chômeur, 3. est étudiant, 4. est retraité, retiré des affaires, 5. est au foyer ou inactif.

– Est-il ou était-il ?

1. ouvrier spécialisé ou manoeuvre, 2. ouvrier qualifié ou hautement qualifié, 3. agent de maîtrise dirigeant des ouvriers, des employés, des techniciens, 4. technicien, dessinateur, VRP (non cadre) 5. instituteur, assistante sociale, infirmier et catégorie B de la fonction publique, 6. ingénieur ou cadre, 7. professeur et catégorie A de la fonction publique, 8. employé et agent C et D de la fonction publique, 9. autre.

– Est-il ou était-il salarié ?

1. de l'État, d'une collectivité territoriale, 2. d'une entreprise publique ou nationale, 3. du secteur privé, 4. de sa propre entreprise, 5. indépendant non salarié, aide familial.

B. La comparaison brute des résultats à des questions en apparence peu différentes conduit à établir des évolutions surprenantes.

Regardons quelques résultats issus de ces deux enquêtes sur la partie qui nous intéresse plus particulièrement, l'amitié. Dans le tableau 3, sont présentées des comparaisons de taux bruts de pratiques à deux dates. Chaque comparaison pourrait faire séparément partie d'une présentation plus ou moins convaincante cherchant à retracer l'évolution de la pratique observée. Cependant en mettant en regard chacune de ces comparaisons, l'on voit nettement leur caractère contradictoire, et la sensibilité des niveaux de réponse à des modifications mêmes mineurs des questions ou du protocole de questionnaire.

Tableau n°3. Présentation générale des problèmes posés par la comparaison de deux enquêtes dont les énoncés sont sensiblement différents.

	1983	1997
Nombre de personnes ayant eu au moins un contact avec un ami au cours de la semaine de l'enquête. (Source Insee Première n°571). Technique de collecte : en 1983, un carnet d'emploi du temps, et en 1998, une grille précodée.	78%	66%
1983: <i>Pour vous qu'est-ce qu'un ami ou une amie ?... Avez-vous des amis, hommes ou femmes, qui correspondent à cette définition ? Oui, non. Sauriez vous dire combien de personnes ?</i> (Moyenne du nombre d'amis). 1997 : <i>Avez-vous personnellement des amis, hommes ou femmes ? Oui, non. Si oui combien ?</i> (Moyenne du nombre d'amis)	2,87	5,80
1983: <i>Connaissez-vous actuellement quelques couples ou quelques personnes dont vous avez le sentiment que ce sont vos meilleurs amis ? Oui, non. De combien de personnes s'agit-il ?</i> (Moyenne du nombre de meilleurs amis ou couples d'amis). (en décomposant les couples d'amis)	1,33 (2,13)	
1997 : <i>Nous allons maintenant vous poser quelques questions sur vos meilleurs amis (parenté exclue), en vous limitant aux trois premiers amis...</i> (Moyenne du nombre de meilleurs amis)		1,97
1983 : <i>A quelle fréquence vous arrive-t-il d'inviter des amis à venir chez vous ?</i> (Moyenne décennale) 1997: <i>Combien de fois des amis viennent-ils chez vous ?</i> (Moyenne décennale).	276,9	1736,9
1983 : <i>Et à quelle fréquence vous arrive-t-il d'être invité à aller chez des amis ?</i> (Moyenne annuelle) 1997 : <i>Combien de fois allez-vous chez des amis ?</i> (Moyenne annuelle)	26,52	173,33
Taux d'immobilité (Proportions des personnes ayant des amis appartenant à la même CS à partir d'un découpage en cinq CS).	40%	43%
Différence d'âge entre l'individu et l'ami (en années)	6,38	5,32
1983 : <i>A quelle distance de chez vous, à peu près, vit votre ami(e) (vos amis) ?</i> (Moyenne en km) 1997 : <i>A quelle distance de chez vous vit cet ami(e) ?</i> (Moyenne en km)	113,3	116,9

Ainsi le premier résultat est issu d'un *INSEE Première* qui a suscité une revue de presse abondante. En quinze ans, les français se parlent moins et en particulier ils parlent moins à leurs amis (78% des enquêtés ont parlé au moins une fois avec un ami en 1983 contre 66% en 1997). Cependant il semblerait qu'ils aient plus d'amis (5,8 amis en moyenne en 1997 contre 2,87 en 1983), ce qui n'est pas forcément contradictoire (plus d'amis plus lointains). Lorsque l'on compare le nombre de rencontres, on arrive par contre à des résultats fort différents de ceux de la première question. Les français voient leurs amis 173 fois par an en 1997 contre 27 fois en 1983. L'on remarque que le mot "inviter", présent dans la question de 1983, donne de la solennité à la rencontre et a conduit les enquêtés à minorer le nombre de rencontres effectives. Il s'agit en fait de deux questions différentes. Ces amis sont en apparence plus proches socialement. La proportion de paires amicales composées d'enquêtés et d'amis appartenant à la même CS passe ainsi de 40% à 43%. La différence d'âge est moindre (4,32 contre 6,38 en 1997). La distance géographique plus grande.

Prises une à une, ces évolutions (mis à part le cas des rencontres où l'ampleur considérable du changement laisse voir le biais introduit par la nouvelle formulation) pourraient sembler également plausibles. L'accumulation de ces questions au contraire permet de voir que ces évolutions sont assez contradictoires.

Il n'est pas impossible d'essayer d'expliquer de telles évolutions. L'on pourra par exemple expliquer que les formes amicales évoluent vers une plus grande abstraction (nécessitant en un sens plus de proximité mais moins de contacts de face à face), mais avant de se lancer dans une exégèse quelque peu périlleuse, il est nécessaire de suspecter les biais introduits par les

différences de questionnaires et de s'assurer par des méthodes adéquates de la robustesse des comparaisons.

II. Comparer malgré tout : introductions de méthodes qui essaient d'aller au-delà les différences de questionnaires.

Avant de proposer des techniques statistiques de confirmation-infirmité des résultats, nous proposons tout d'abord une typologie des changements qui peuvent intervenir entre deux enquêtes.

A. Typologie des changements qui peuvent intervenir entre deux dates : ne pas prendre un changement pour un autre...

Parmi ces changements, il y a comme nous l'avons montré à travers l'exemple de la première partie les changements de questionnaires. Toutefois mettre en lumière ceux-ci, ne doit pas conduire à occulter toutes sortes de changements dont la prise en compte doit justement permettre de mieux apprécier la nature des biais introduits par les premiers.

1) Changement de protocole de questionnaire.

L'ordre des questions a des incidences. Le déroulement temporel des questions imprime sa propre logique au questionnaire et informe les réponses. Même si la cohérence des réponses n'est pas totale lors d'une passation de questionnaire, les enquêtés gardent en mémoire les premières questions posées et s'efforcent de ne pas adopter des réponses trop contradictoires avec les premières. Les questions les plus politiques sont sans doute celles qui sont les plus sensibles à un changement de l'ordre des questions. Un exemple particulièrement frappant est développé dans Schuman (H.) Presser (S.), *Experiments on Question form, wording and Context*, Academic Press, Londres, 1981 (p. 29).

En 1948, des chercheurs organisent une enquête où l'on pose à la moitié des enquêtés les deux questions suivantes dans l'ordre suivant et à l'autre moitié des enquêtés, les questions dans l'ordre inverse :

« Est-ce que vous pensez que les EU devraient laisser des journalistes de journaux communistes venir dans le pays et rendre compte dans leur journal de ce qui se passe ici ? »

« Est-ce que vous pensez qu'un pays communiste comme la Russie devrait laisser des journalistes américains venir dans leur pays et rendre compte dans leur journal de ce qui se passe ici ? »

Ordre	Question sur le reporter américain avant celle sur le reporter communiste	Question sur le reporter communiste avant celle sur le reporter américain
Oui, au reporter américain	90%	66%
Oui, au reporter communiste	73%	37%

Cette expérience montre que les enquêtés, en pleine guerre froide, acceptaient beaucoup mieux qu'un journaliste russe rapporte un témoignage dans son pays sur la vie politique américaine quand cette question suivait plutôt qu'elle ne précédait celle portant sur la possibilité qu'un journaliste américain puisse de même rapporter dans son pays un témoignage sur la vie politique russe².

Plus généralement, l'ordre des questions influe aussi sur le travail de mémoire des enquêtés. Ici, la réponse à une même question posée sur les amis peut varier en raison de la variation de la définition préalable de l'ami dans le questionnaire.

La détection statistique est possible sous réserve de faire des hypothèses de stabilité pour la pratique. Sinon seules la réflexion et l'interprétation du sens que les individus ont pu donner aux questionnaires peuvent servir de guide à l'analyse des réponses.

² Cette enquête a été renouvelée dans les années soixante et les années 80 : l'effet de l'ordre subsiste toujours mais il est bien moins important.

Si jamais le protocole statistique à une date donnée n'est pas le même pour tous les enquêtés (certains répondant à telles questions et pas à telles autres), il est possible de capturer l'effet de questionnaire et de rendre les comparaisons plus robustes.

2) Changement de questions

Les questions peuvent différer d'une enquête à l'autre. Certains termes (adjectifs, verbes, etc.) rajoutés ou supprimés peuvent avoir des connotations positives ou négatives et influencer sensiblement sur le niveau de réponse. Ainsi le phénomène est particulièrement net lorsque l'on remplace « être invité » par « aller ». Le changement des termes de la question peut avoir un effet soit uniforme, soit multiforme. Dans le premier cas, il affecte toutes les catégories de la même façon. La détection statistique est possible sous réserve de faire des hypothèses de stabilité pour la pratique (changement du seul niveau de la constante lorsque l'on fait les deux régressions aux deux dates d'enquêtes). Dans le deuxième cas, il affecte surtout certaines catégories, éventuellement en raison de la connotation du vocabulaire utilisé dans la culture du groupe auquel appartient l'enquêté (ex : libellé ouvrieriste). Là aussi, la détection statistique reste possible sous réserve de faire de nombreuses hypothèses de stabilité.

3) Changement du niveau de la pratique

Ce type de changement pose le moins de problème. En général c'est ce type-là de changement que deux enquêtes successives sur la pratique cherchent à mettre en évidence. Par exemple, la succession des enquêtes sur les biens possédés par les ménages permet de mesurer l'évolution du taux d'équipement en ordinateurs³. Rappelons cependant que ce changement du niveau de la pratique n'est pas forcément simple. Dans le cas le plus simple, il s'agit d'un changement *uniforme* : toutes les catégories pratiquent plus (respectivement moins). Dans ce cas, deux régressions expliquant le même phénomène à deux dates différentes avec les mêmes variables explicatives doivent essentiellement différer d'une constante. Mais dans la majorité des cas l'évolution est *multiforme*. Dans ce cas, l'évolution affecte plus certaines catégories que d'autres. La différence des paramètres sur deux logit doit permettre de détecter ce phénomène (sous réserve qu'il y ait une stabilité des catégories concernées).

4) Changement de structure.

Certaines catégories sont plus nombreuses (ou moins nombreuses). Si la catégorie qui a un fort taux de pratique augmente, cette évolution de la population conduit à une hausse de la pratique (sous l'hypothèse d'un changement de pratique uniforme et d'une stabilité des catégories). La détection statistique de ce phénomène est possible en effectuant une décomposition d'Oaxaca pour séparer les évolutions de pratiques dues à des *évolutions de la structure sociale* et celle dues à des *évolutions de pratiques nettes* (cf. supra). Dans certaines présentations, les changements de structure sont vus comme des « fausses » évolutions qui empêchent de constater d'emblée directement les « véritables » évolutions dues au changement de pratique. Cette perspective parfois justifiée, devient trompeuse dès lors qu'elle devient systématique. Dans notre perspective, la variation de structure est très importante, elle l'est même plus que la variation de pratique. Le changement de la structure sociale n'est pas une simple allocation différente des postes. Même le terme structure est quelque peu

³ Cf. S. Dumartin, F. Mignard, « L'informatique à la maison : une diffusion sensible mais encore très ciblée », *INSEE Première*, Janvier 1999.

trompeur, puisqu'il est possible d'intégrer dans la mesure de l'effet de « structure » des variables qui ne font pas partie de la structure sociale proprement dite comme par exemple des variables de coûts ou de prix. Nous préférons dès lors parler de l'effet de la *variation de la composition des causes* (ou des facteurs) plutôt que de l'effet de structure proprement dit.

5) Changement de définition de la pratique.

Dans certains cas, questions et protocoles sont identiques, mais la définition du phénomène a changé dans le monde social. Ainsi Michel Gollac, dans « Des chiffres insensés ? Pourquoi et comment on donne un sens aux données statistiques »⁴, s'intéresse à la question suivante : « L'exécution de votre travail vous impose-t-elle de porter ou de déplacer des charges lourdes ? ». En 1984, 21% des personnes répondaient positivement contre 31% en 1991. Rien ne permet de penser que le nombre de personnes devant porter un poids objectivement important a augmenté. Comme le suggère l'auteur, « l'évolution des résultats de certaines questions donne à penser que la perception, par les personnes enquêtées, des risques auxquels elles sont soumises a changé ». Pour l'expliquer, il faut invoquer « l'objectivation croissante de certaines conditions de travail pour certaines catégories de salariées » (rôle des médecins du travail, des mobilisations collectives, des conventions collectives, etc.). Il donne ainsi l'exemple des infirmières qui ont très largement pris conscience qu'elles devaient dans le cadre de leur travail déplacer des charges lourdes. La mobilisation collective de cette catégorie lors des grandes grèves de 1986 n'y est sans doute pas étrangère.

La détection statistique des changements de définition de la pratique (avec les mêmes techniques que la détection des changements de pratiques) est possible lorsque l'on dispose d'autres sources plus « objectives » qui permettent de contrôler ce qui est dû au changement du phénomène et ce qui est dû au changement de définition sociale du phénomène. Mais la plupart du temps, il faut mobiliser d'autres types de savoir et d'enquêtes.

6) Changement du sens des catégories de mesure.

Les catégories n'ont pas toujours le même sens à toutes les époques. Avoir le baccalauréat n'a pas le même sens dans les années soixante ou dans les années 80. D'une part le niveau objectif (dans la mesure où un tel niveau a un sens⁵) a pu varier à la hausse ou à la baisse. Plus encore le niveau relatif, la place des bacheliers dans la hiérarchie des diplômés, se transforme. Deux taux de pratiques différents pour une même catégorie de mesure peuvent refléter non pas une transformation du niveau de pratique mais la modification du sens de la catégorie de mesure.

Puisque ces transformations du sens des catégories de mesure sont complexes, examinons-les par rapport à trois formes de stabilité.

- *Stabilité nominale*. C'est l'hypothèse la plus fréquemment retenue (le sens du bac est supposé être le même à deux dates), même si c'est souvent faux pour certains phénomènes (cf. les salaires, Baudelot, Gollac, *Les diplômés se dévaluent-ils en se multipliant ?*).
- *Stabilité absolue* : exemple le revenu. La hausse des revenus conduit à rendre une catégorie plus élevée à la date deux par rapport à la même catégorie à la date un.

⁴ M. Gollac (1997).

⁵ Voir notamment C. Baudelot, R. Establet (1990).

– *Stabilité relative*. C'est le rang dans une hiérarchie qui détermine le comportement et non la valeur absolue ou nominale : les 10% les plus diplômés, les 10% les plus âgés, etc..

Ainsi l'on est parfois amené à croire que les phénomènes varient en fonction de catégories nominales (respectivement absolues, relatives), alors qu'ils varient en fonction d'une position dans une échelle relative (respectivement absolue, nominale) : on peut en déduire une fausse évolution causée par l'évolution de la structure. La combinaison de la lecture des coefficients de régressions aux deux dates avec emploi successif des trois formes de hiérarchies, et l'utilisation d'autres types de connaissances sur les transformations sociales survenues au cours de la période (enquêtes ethnographiques, historiques) peuvent permettre de repérer certaines de ces confusions de stabilité. Toutefois, lorsque les trois formes d'instabilité se combinent, il devient beaucoup plus difficile de procéder à des comparaisons tout simplement par absence de repère cartésien.

Conclusion

Ces changements entre les deux dates peuvent se combiner. Lorsqu'ils se combinent, ils deviennent alors difficile à identifier. En particulier, les effets d'un changement de pratique et ceux d'un changement de questionnaire ne sont pas séparables. En conséquence, **nous nous refusons à commenter les évolutions de pratique nettes parce qu'elles sont inséparables des évolutions de questionnaire. Cependant il est possible de repérer les changements induits par des changements de structures ou plus exactement par des *changements de la composition des causes*** (composition des catégories ou des variables contrôlables qui peuvent dépasser la structure proprement dite).

Pour mettre en œuvre un tel programme de recherche nous devons poser les hypothèses suivantes :

- Le sens des catégories utilisées pour mesurer la variation des réponses aux deux dates est stable (stabilité nominale pour les catégories nominales, relatives pour les catégories relatives, absolues pour les catégories absolues).
- Les catégories ou les variables jouent le même rôle en diachronique et en synchronique (ou autrement dit en transversal et en longitudinal).

Nous pouvons alors tirer les conséquences suivantes :

- Si l'évolution de la composition des causes entre les deux dates conduit à une évolution de la pratique qui confirme celle que l'on constate par simple comparaison des proportions, nous avons plus de raison de croire à la réalité de cette évolution.
- Si le modèle est juste, il est possible de trouver ainsi le(s) meilleur(s) candidat(s) causal(s) pour expliquer une évolution de la pratique.
- Dans une sociologie fondée sur le primat de l'infrastructure, de la morphologie, ou des facteurs objectifs, tout changement de pratique est causé par un changement de l'infrastructure, de la morphologie, ou des facteurs objectifs. Sous réserve que le modèle soit juste et qu'il soit possible d'observer en transversal des variations des facteurs objectifs qui vont contribuer à faire varier le phénomène en longitudinal (par exemple les effets de la variation des coûts), il est alors possible d'expliquer, par les évolutions de la composition des causes, les différences de niveau de pratique et de rendre la variation nette de pratique nulle.

B. Utiliser le modèle d'Oaxaca permet de s'avancer un peu plus en matière de comparaison : étude de l'évolution de l'isolement amical.

Comment se fait-il que l'on ait beaucoup plus d'amis en 1997 qu'en 1983 ? 27% des enquêtés n'avaient pas d'amis en 1983 contre 18% en 1997. Doit-on en conclure que la solitude amicale a diminué ? La différence de protocoles de questionnaire est sans doute pour beaucoup. Toutefois des évolutions de la pratique amicale sont possibles. Dans ce qui suit nous allons essayer de mettre en œuvre la méthode présentée en introduction pour déterminer si, au-delà des variations dues aux questionnaires, la variation de la composition des causes n'a pas pu entraîner une diminution de l'isolement amical.

1. Ressources et facteurs qui préservent de l'isolement amical

a) *Présentation du sur-modèle.*

Pour pouvoir mettre en œuvre une telle méthode, il faut tout d'abord s'assurer que tant en 1983 qu'en 1997, ne pas avoir d'amis est un phénomène du même ordre. En effet si les causes agissent de même, on peut d'autant mieux contrôler une variation de leur composition.

Procédons alors à l'estimation d'une équation de régression logistique avec en variable expliquée le fait d'avoir ou non un ami et en variables explicatives, des variables socio-redémographiques classiques : le sexe, le type de ménage, l'âge, l'activité, la CS, le diplôme, le revenu, la catégorie de commune, la région. Pour pouvoir effectuer une comparaison des paramètres aux deux dates, en 1983 et en 1997, ce ne sont pas deux équations mais un surmodèle complet qui a été estimé dans lequel chaque variable a été dichotomisée pour chaque époque (ex : femme 1983 et femme 1997) et une indicatrice pour l'année 1983 a été introduite.

Formellement, on peut écrire les deux régressions logistiques aux deux dates comme deux modèles pour deux populations :

$$P(y_{it_1} = 1) = [1 + \exp[-(a_{t_1} + \sum_{j=1}^{j=n} b_{jt_1} x_{jit_1} + u_{it_1})]]^{-1}$$

et

$$P(y_{it_2} = 1) = [1 + \exp[-(a_{t_2} + \sum_{j=1}^{j=n} b_{jt_2} x_{jit_2} + u_{it_2})]]^{-1}$$

où y_{it_1} représente l'événement étudié, a_{t_1} la constante du modèle à la date t_1 , b_{jt_1} le paramètre estimé associé à la variable x_j à la date t_1 , x_{jit_1} la valeur de la variable x_j pour l'individu i à la date t_1 , u_{it_1} le résidu du modèle pour l'individu i à la date t_1 .

Pour faciliter la comparaison des paramètres et établir l'éventuelle significativité de la différence ($b_{jt_1} - b_{jt_2}$), il est plus commode d'estimer un « surmodèle » plutôt que d'estimer séparément les deux équations. Pour cela on "empile" les deux enquêtes et on estime

$$P(y_i = 1) = [1 + \exp[-(a + a' \cdot 1_{t_2} + \sum_{j=1}^{j=n} b_{jt_1} x_{jit_1} + \sum_{j=1}^{j=n} b_{jt_2} x_{jit_2} + u_i)]]^{-1}$$

où 1_{t_2} signifie une indicatrice pour la période 2. (La valeur de la constante pour la date 1 est égale à a et pour la période 2, elle est égale à $a + a'$).

Cette dernière estimation est équivalente à la première, mais elle permet de faire des tests rigoureux de différence des paramètres aux deux dates. (En effet, il est enfin possible dans SAS 6.12 de faire des tests de différence de paramètres au sein de la procédure de régression logistique, en écrivant à la fin de

la Proc logistic l'instruction suivante : « FEMME : test FEMME83-FEMME97=0 ; », où Femme83 représente la variable dichotomique femme en 1983 et Femme97 être une femme en 1997).

Tableau n°4. Probabilité de ne pas avoir d'ami. « Sur-modèle » complet.

		1983		1997		Δ B _i
		% Brut	Paramètre	% Brut	Paramètre	
Constante			-0,61 ***		-0,61 ***	
Date d'enquête	1983	27%	0,65 *			
	1997		réf.	18%	0	
Sexe	Homme	27%	réf.	19%	réf.	
	Femme	26%	-0,20 *	17%	-0,25 ***	ns
Type de ménage	Seul Célibataire	20%	-0,63 **	11%	-0,60 ***	ns
	Seul Divorcé	26%	-0,58 *	16%	-0,64 ***	ns
	Seul Veuf	38%	-0,46 **	28%	-0,48 **	ns
	Couple sans Enfant	27%	-0,45 ***	20%	-0,34 ***	ns
	Couple avec 1 Enfant	28%	réf.	18%	réf.	
	Couple avec 2 enfants	21%	-0,26 *	12%	-0,30 **	ns
	Couple avec 3 enfants et plus	27%	-0,15	19%	0,15	0,0526
	Famille monoparentale	29%	-0,22	19%	-0,06	ns
Type de ménage	Autre ménage	35%	0,14	12%	-0,88 **	0,0077
Âge	18-24 ans	17%	-0,85 ***	11%	-0,76 ***	ns
	25-29 ans	22%	-0,39 **	8%	-0,86 ***	0,0166
	30-34 ans	22%	-0,32 *	11%	-0,61 ***	ns
	35-39 ans	21%	-0,38 **	12%	-0,57 ***	ns
	40-49 ans	25%	-0,31 **	17%	-0,19 *	ns
	50-59 ans	31%	réf.	20%	réf.	
	60-69 ans	32%	0,06	23%	0,09	ns
Âge	70 ans et plus	41%	0,35 *	32%	0,60 ***	ns
Activité	Actif	23%	réf.	13%	réf.	
	Chômeur	25%	0,09	17%	0,03	ns
Activité	Retiré	33%	-0,03	25%	0,00	ns
CS	Agriculteur	34%	-0,31 *	23%	-0,61 ***	ns
	Artisan Commerçant	30%	-0,22	22%	-0,27 *	ns
	Prof. Libérales et CE	26%	-0,20	14%	-0,09	ns
	Cadres du public	20%	-0,28	7%	-0,83 ***	ns
	Cadres du privé	23%	-0,08	10%	-0,37 *	ns
	PI du public	18%	-0,34	10%	-0,41 *	ns
	PI du privé	18%	-0,57 **	12%	-0,56 ***	ns
	Employé du public	26%	-0,13	15%	-0,42 ***	ns
	Employé du privé	22%	-0,15	14%	-0,28 *	ns
	Employé non qualifié	28%	-0,18	17%	-0,23 *	ns
	Ouvrier qualifié	27%	-0,33 *	24%	-0,08	ns
	Ouvrier non qualifié	35%	réf.	26%	réf.	
	CS	Inactif et ND	29%	-0,06	18%	0,11
Diplôme	Aucun	38%	0,40 ***	29%	0,20 *	ns
	Certificat	28%	réf.	26%	réf.	
	CAP/BEP	23%	-0,04	18%	-0,12	ns
	BEPC	19%	-0,25 *	12%	-0,46 ***	ns
	Bac	16%	-0,41 *	11%	-0,56 ***	ns
	Bac Pro	18%	-0,32 *	10%	-0,65 ***	ns
	Supérieur	19%	-0,21	7%	-0,92 ***	0,0015
Revenu	Faible	35%	-0,01	23%	0,19 *	ns
	Assez Faible	33%	réf.	21%	réf.	
	Médian	25%	-0,33 **	18%	-0,05	0,0371
	Assez Élevé	22%	-0,38 ***	16%	0,02	0,0062
	Élevé	20%	-0,45 **	9%	-0,28 *	ns
Revenu	Revenu ND	32%	0,03	36%	0,90 ***	0,0001
Catégorie de commune	Rural	30%	-0,09	20%	-0,01	ns
	< 100000 hab.	24%	-0,24 **	18%	-0,11	ns
Catégorie de commune	> 100000 hab.	26%	réf.	16%	réf.	
Région	Île de France	25%	réf.	14%	réf.	
	Bassin Parisien	29%	0,13	18%	0,14	ns
	Nord	26%	-0,12	17%	-0,02	ns
	Nord-est	31%	0,22	18%	0,03	ns
	Ouest	24%	-0,18	17%	0,06	ns
	Sud-ouest	33%	0,23 *	21%	0,28 *	ns
	Est	19%	-0,36 *	14%	-0,07	ns
Région	Sud-est	28%	0,05	25%	0,57 ***	0,0021
Mode d'administration du questionnaire (1997)	Auto-administré		réf.	14%	-0,31 ***	
	Administré par l'INSEE		réf.	19%	réf.	

Note de lecture : 26% des femmes en 1983 et 17% en 1997 n'ont pas d'amis. Dans l'équation de régression, les femmes apparaissent significativement moins isolées que les hommes (-0,2 au seuil de 10% (« * ») en 1983, -0,25 au seuil de 1% (« *** ») en 1997, « ** » signifiant 1%). Ces deux paramètres ne sont pas significativement différents.

De la lecture du tableau 4, on peut retenir les points suivants. Tout d'abord on peut remarquer que les résultats de 1997 sont plus significatifs que ceux de 1983 en raison du plus grand nombre d'individus.

– Sexe : Les femmes sont moins isolées amicalement que les hommes.

– Ménage : En général, la situation de célibat ou le fait d'être en couple sans enfant conduit à avoir plus facilement au moins un ami. Au contraire la famille semble être plutôt un substitut aux relations amicales. Aux deux dates, les paramètres sont à peu près les mêmes. Deux différences significatives entre les paramètres de 83 et ceux de 97 apparaissent, celle des familles nombreuses, et celle des autres ménages dont on n'a pas grand chose à dire.

– Âge : plus on est jeune, moins l'on risque d'être exposé à une pénurie amicale. La différence de paramètres pour les 25-29 ans en 1983 et en 1997 montre peut-être un effet de génération. La génération de 1954-1959 est plus particulièrement défavorisée : elle connaît sa jeunesse au cours des 30 glorieuses et arrive sur le marché du travail au début de la crise⁶.

– CS : Les effets de la CS sont un peu paradoxaux (surtout en 1983). Toutes choses égales par ailleurs, les classes moyennes semblent avoir un peu plus souvent des amis. En fait la hiérarchie sociale habituelle est captée par le revenu (surtout en 1983) et le diplôme (surtout en 97).

– Diplôme : Plus on a de diplôme moins l'on risque de manquer d'amis. Cette hiérarchisation du phénomène semble plus nette en 1997 qu'en 1983 (différence significative du paramètre diplôme du supérieur).

– Pour le revenu, nous avons fait l'hypothèse d'une stabilité relative des catégories de revenu contre celle de la stabilité absolue de revenu testé dans une autre version : le même rang dans la hiérarchie du revenu est supposé avoir la même signification aux deux dates, et non le même revenu. Le revenu est un revenu relatif en tranche, exprimée dans les mêmes tranches relatives aux deux dates. Plus le revenu est élevé, moins l'ami fait défaut en 1983 comme en 1997. La différence pour le revenu non déclaré vient du mode de déclaration du revenu aux deux dates : alors que celui-ci est déclaré « en clair » en 1983 (mode de déclaration qui produit plus de non-réponses), il est décrit « en tranche » en 1997. Les non-répondants de 1997, beaucoup moins nombreux qu'en 1983, sont bien des « professionnels » de la non-réponse. Plus atypiques que ceux de 1983, ils répondent moins à toutes les questions et ils ne décrivent pas d'amis.

– Catégories de communes et région : on voulait vérifier s'il pouvait y avoir un effet régional de la conception de l'amitié. C'est dans l'est de la France (Rhône-Alpes, Bourgogne, Franche-Comté) et en Île de France que les enquêtés connaissent le moins l'isolement amical, et dans le sud-ouest et le sud-est qu'ils le connaissent le plus. Peut-être ce dernier phénomène est-il dû au fait que ces régions sont des lieux d'arrivée des migrations intérieures, le plus souvent de retraités, pour lesquels il est difficile de conserver ou de renouveler le stock des amis.

– Enfin, nous confirmons avec la technique de type « toutes choses égales par ailleurs » la différence entre les deux protocoles de questionnaires utilisés en 1997. Les personnes qui ont rempli seules le questionnaire déclarent plus souvent avoir au moins un ami que celles qui ont été interrogées par l'INSEE.

b) Un résumé : La hiérarchie des significativités

On peut se demander si le fait d'avoir un ami est plutôt un phénomène d'âge, ou de ressources culturelles ou de revenu. Le type de présentation économétrique proposée ci-dessus ne permet pas de répondre véritablement à ce problème, surtout lorsque des modalités

⁶ Voir Chauvel (1997).

sont significatives pour l'ensemble des variables. Il est possible de faire un test joint de nullité⁷, c'est-à-dire de calculer la perte de chi-deux du modèle si l'on n'introduit pas l'ensemble des modalités d'une variable. La hiérarchisation de la probabilité de nullité des variables, permet de voir quelles sont les variables les plus significatives et les plus « causantes » et d'établir une hiérarchie des facteurs⁸.

Tableau n°5. Avoir au moins un ami. Hiérarchie des significativités des variables.

	1983		1997		Différence des jeux de paramètres
	Test de Wald	Rang	Test de Wald	Rang	
Âge	7,31 ^{E-09}	1	5,23 ^{E-22}	1	0,0291
Diplôme	5,47 ^{E-08}	2	2,33 ^{E-17}	2	0,0583
Revenu	2,78 ^{E-04}	4	1,13 ^{E-11}	3	0,0002
Région	1,50 ^{E-04}	3	6,05 ^{E-09}	4	0,0042
Type de ménage	1,33 ^{E-03}	5	3,41 ^{E-08}	5	0,0553
CS	1,70 ^{E-01}	8	3,53 ^{E-07}	6	ns
Mode d'administration du questionnaire (1997)			1,63 ^{E-06}	(6,5)	
Sexe	1,51 ^{E-02}	6	1,80 ^{E-04}	7	ns
Catégorie de commune	2,48 ^{E-02}	7	2,65 ^{E-01}	8	ns
Activité	7,87 ^{E-01}	9	9,66 ^{E-01}	9	ns

Note de lecture : La probabilité que l'ensemble des modalités d'âge retenues dans le modèle soient nulles est de l'ordre de 10⁻⁹ en 1983 et de 10⁻²² en 1997. Il s'agit de la variable la plus significative (rang 1) tant en 1983, qu'en 1997. La probabilité qu'il n'y ait aucunes différences entre les paramètres des modalités d'âges en 1983 et 1997 est de 2,9%.

La hiérarchie des significativités des variables est assez semblable aux deux dates au moins pour celles qui sont les plus significatives. Aux deux dates, l'amitié, semble être essentiellement un phénomène d'âge (ou de cycle de vie) et de niveau culturel. Suivent ensuite le revenu et la région, le type de ménage, la CS et le sexe.

Les causes qui déterminent le fait d'avoir ou non un ami jouent globalement de la même façon en 1983 et en 1997, nous sommes donc bien dans la situation définie dans la première partie de ce deuxième chapitre et nous pouvons maintenant regarder si une possible variation de la composition des causes est susceptible de rendre compte de la variation brute constatée, à savoir la surprenante réduction de 9 points de la proportion des personnes sans amis.

⁷ Comme indiqué ci-dessus, cette technique est maintenant possible dans la proc logistic de la version 6.12 de SAS :

CKAGE : test CKAGE1=0, CKAGE2=0, CKAGE3=0, CKAGE4=0, CKAGE5=0, CKAGE7=0, CKAGE8=0 ;

⁸ Un des avantages de cette technique c'est qu'elle ne dépend pas de la modalité de référence. En revanche, cette technique n'est pas vierge de toute ambiguïté. Deux hiérarchies sont possibles, celle des chi-deux, et celle des probabilités. La transformation de l'une à l'autre dépend du nombre de degrés de liberté de chacune des variables polytomiques. Certaines variables bien placées dans la hiérarchie du chi-deux peuvent être déclassées dans celle des probabilités parce qu'un découpage catégoriel peut être superflu. D'autre part, il s'agit de la significativité résiduelle : aussi lorsqu'une cause est objectivée par plusieurs variables (par exemple, la hiérarchie sociale mesurée par la CS mais aussi par le diplôme et le revenu), elle peut être déclassée de la hiérarchie du fait de la séparation nominale entre variables d'état qui mesurent en fait plus ou moins la même chose.

2. Décomposition des variations de la pratique et des variations de la composition des causes .

a) L'origine du modèle : décomposition d'Oaxaca.

En général, ce type de décomposition est utilisé pour comparer les salaires des hommes et les salaires des femmes. Le principe est le suivant, on prend un dromadaire, on le met au Pôle Nord et on regarde ce qui se passe, on prend un renne on le met au Sahara et on regarde ce qui se passe et l'on détermine ainsi ce qui est dû à l'espèce et ce qui est dû au climat. Dans le cas des décompositions économétriques d'Oaxaca, après avoir estimé deux équations de salaire, l'une pour les femmes et l'autre pour les hommes, l'on donne aux femmes l'équation de salaire des hommes et aux hommes l'équation de salaire des femmes et l'on observe les différences par rapport à la situation initiale. Cette technique permet de comprendre ce qui dans les différences de salaires entre les hommes et les femmes est dû aux effets de « ségrégation » (différence des postes) et ce qui revient aux effets de « discrimination » (différence des rémunérations) (Oaxaca, 1973). Nous utilisons cette décomposition ici d'une autre manière : donnons aux enquêtés de 83 les pratiques de 97 et aux enquêtés de 97 les pratiques de 83.

b) Transformation de la population.

Préalablement à cet exercice de décomposition, et pour mieux en saisir le sens, arrêtons-nous sur les transformations de la composition de la population entre les deux dates.

Tableau n°6. Les variations de la structure sociale entre les deux dates.

	Évolutions de la population entre les deux dates	1983	1997	Test de la ≠ de proportion	
Sexe	Homme	44,3%	47,8%	3,5% ***	
	Femme	55,7%	52,2%	-3,5% ***	
Type de ménage	Seul Célibataire	4,5%	7,0%	2,5% ***	
	Seul Divorcé	1,6%	3,2%	1,6% ***	
	Seul Veuf	6,3%	5,5%	-0,8% *	
	Couple sans Enfant	24,3%	29,1%	4,8% ***	
	Couple avec 1 Enfant	18,3%	17,8%	-0,5% ns	
	Couple avec 2 enfants	17,6%	17,6%	0,1% ns	
	Couple avec 3 enfants et plus	18,4%	11,0%	-7,5% ***	
	Famille monoparentale	7,0%	7,3%	0,2% ns	
Type de ménage	Autre ménage	2,0%	1,3%	-0,7% ***	
Âge	18-24 ans	13,6%	10,3%	-3,3% ***	
	25-29 ans	9,9%	11,3%	1,4% *	
	30-34 ans	11,4%	7,5%	-3,9% ***	
	35-39 ans	9,4%	10,4%	1,1% *	
	40-49 ans	15,3%	20,0%	4,7% ***	
	50-59 ans	16,4%	14,0%	-2,5% ***	
	60-69 ans	10,6%	12,7%	2,2% ***	
Âge	70 ans et plus	13,5%	13,8%	0,3% ns	
Activité	Actif	55,7%	49,6%	-6,0% ***	
	Chômeur	5,3%	8,0%	2,8% ***	
Activité	Retiré	27,8%	31,8%	3,9% ***	
CS	Agriculteur	8,5%	5,0%	-3,5% ***	
	Artisan Commerçant	6,9%	5,7%	-1,2% **	
	Prof's Libérale & CE	1,1%	1,1%	-0,1% ns	
	Cadres du public	3,3%	3,7%	0,3% ns	
	Cadres du privé	3,2%	5,0%	1,7% ***	
	PI du public	5,7%	7,1%	1,3% **	
	PI du privé	7,4%	8,8%	1,4% **	
	Employé du public	8,5%	9,5%	1,0% *	
	Employé du privé	8,2%	8,3%	0,1% ns	
	Employé non qualifié	10,0%	8,5%	-1,5% **	
	Ouvrier qualifié	14,0%	13,8%	-0,2% ns	
	Ouvrier non qualifié	10,8%	12,2%	1,4% *	
	CS	Inactif et ND	11,2%	10,6%	-0,7% ns
	Diplôme	Aucun	27,1%	20,7%	-6,4% ***
Certificat		23,8%	17,1%	-6,7% ***	
CAP/BEP		15,1%	15,4%	0,3% ns	
BEPC		13,2%	15,5%	2,2% ***	
Bac		6,6%	9,4%	2,8% ***	
Bac Pro		4,9%	4,5%	-0,4% ns	
Diplôme	Supérieur	9,3%	17,5%	8,2% ***	
Revenu	Faible	10,0%	11,1%	1,1% *	
	Assez Faible	16,8%	19,0%	2,1% **	
	Médian	25,3%	26,9%	1,6% *	
	Assez Élevé	23,4%	25,3%	1,9% *	
	Élevé	13,6%	14,6%	1,0% s	
Revenu	Revenu ND	10,8%	3,1%	-7,7% ***	
Cat. de commune	Rural	28,6%	25,7%	-2,9% ***	
	< 100 000 hab.	30,1%	29,2%	-0,9% ns	
Cat. de commune	> 100 000 hab.	41,3%	45,1%	3,8% ***	
Région	Île de France	18,6%	18,5%	-0,1% ns	
	Bassin Parisien	17,4%	17,7%	0,3% ns	
	Nord	7,2%	7,3%	0,1% ns	
	Nord-est	9,0%	9,4%	0,4% ns	
	Ouest	14,3%	13,0%	-1,3% *	
	Sud-ouest	10,8%	10,9%	0,1% ns	
	Est	11,5%	10,9%	-0,6% ns	
Région	Sud-est	11,2%	12,4%	1,1% *	
Mode d'administration du questionnaire (1997)	Auto-administré	(0,0%)	34,3%	34,3% ***	
	Administré par l'INSEE	(100,0%)	65,7%	65,7% ***	

Note de lecture : il y avait 44,5% d'hommes en 1983 contre 47,8% en 1997 au sein de la population enquêtée (champ : population de plus de 18 ans). La différence de proportion ici de 3,5 points est significative au seuil de 1 % avec un test de la différence de proportion⁹.

Plus d'hommes, des ménages de taille réduite, une population plus âgée, plus de chômeurs, de retirés (retraités et inactifs anciennement actifs), moins d'actifs, moins d'agriculteurs,

⁹ Test selon lequel la statistique suivante : $[(p_1 - p_2) / \sqrt{(V_1/n_1 + V_2/n_2)}]$ suit une loi de Student (avec p_i la proportion, V_i la variance et n_i l'effectif).

moins d'artisans - commerçants, plus de cadres du privé de professions intermédiaires, plus de diplômés... Revenu, un effet de questionnaire sur les non-réponses. Moins de personnes dans les communes rurales, plus dans les grandes villes. Moins de personnes dans l'Ouest, plus de personnes dans le Sud-Est... Des auto-administrés qui « n'existaient » pas en 1983. Voici, dans les grandes lignes, les principales transformations de la population enquêtée.

c) Effets des transformations sur les pratiques.

Affectons donc aux enquêtés de 83 les paramètres de l'équation des enquêtés de 97, et aux enquêtés de 97 ceux de l'équation des enquêtés de 83. On obtient donc un tableau avec sur la première diagonale, les véritables proportions et sur la seconde des proportions simulées. Ce tableau peut faire l'objet d'une double lecture, en colonne les différences de pratiques nettes ou plus exactement les variations « d'influence des causes », en ligne les différences de structure ou pour nous les variations « de composition des causes ».

Tableau n°7. Ne pas avoir d'amis. Variations de la composition des causes et variation de l'influence des causes.

	Composition des causes 83 ou Structure 83	Composition des causes 97 ou Structure 97	Δ
Influence des causes 83 ou Pratique 83	26,74%	25,32%	*
Influence des causes 97 ou Pratique 97	21,86%	17,72%	*
Δ	*	*	

Comme nous l'avons indiqué en introduction la variation nette de pratique, soit le passage de 26,74% à 21,88% – pour la composition causale de 1983 –, ne peut faire ici l'objet de commentaire puisque nous ne savons pas ce qui est dû à la variation de pratique nette proprement dite et à l'effet de questionnaire. Par contre, la variation de la composition des causes entre 1983 et 1997 entraîne bien pour les pratiques de 83 un passage du taux d'isolement amical de 26,74% à 25,32% et pour les pratiques de 1997 une variation de 21,88% à 17,72%. Pour les deux années, la baisse de l'isolement amical est donc significative¹⁰. Elle semble plus nette pour l'année 1997.

Toutefois la plus forte variation de questionnaire est peut-être due encore à un artefact. En effet en 1997, la population comportait une forte part de questionnaires autoadministrés qui n'existait pas en 1983. Pour rendre la comparaison plus solide, il est possible de simuler le fait que tous aient été soumis à un questionnaire administré par un agent de l'INSEE en calculant quel aurait été le pourcentage total si on annule le paramètre des auto-administrés. Ainsi, si l'ensemble des personnes avait été interrogé par l'INSEE, alors le taux d'isolement amical aurait été non de 17,72% mais de 19,04%. L'effet de la variation de la composition des causes reste toutefois plus accentué en 1997 (36,9% de la variation totale peut lui être attribuée contre 18,5% en 1983).

Tableau n°8. Ne pas avoir d'amis. Décomposition d'Oaxaca avec suppression de l'effet spécifique à l'enquête 1997 (l'enquête auto-administrée).

	Composition des causes 83 ou Structure 83	Composition des causes 97 ou Structure 97	Δ
Pratique 83	26,74%	25,32%	*
Pratique 97	21,86%	19,04%	*
Δ	*	*	

¹⁰ L'étoile dans ce tableau signale que la probabilité qu'il y ait égalité des deux colonnes (ou des deux lignes) est inférieure au seuil de 5%.

Ainsi la variation de la composition des causes entre 1983 et 1997 entraîne bien une augmentation de la population ayant au moins un ami. Nous avons donc ici des raisons de croire les informations d'abord données par les chiffres bruts : l'isolement amical a bien diminué. Avons-nous maintenant des moyens de proposer des raisons de cette évolution ?

d) *À la recherche du meilleur candidat causal.*

Tableau n°9. Effet des variations de la structure sociale ou de la composition des causes intervenues entre 1983 et 1997 sur la moyenne du score estimé. Ne pas avoir d'amis.

Simulation des évolutions par variable	1983		1997	
	Évolution du score	Rang	Évolution du score	Rang
Âge	-0,0187	1	-0,0257	1
Sexe	-0,0069	2	-0,0088	2
Région	-0,0067	3	-0,0068	3
Catégorie de commune	-0,0048	4	-0,0013	4
Activité	-0,0013	5	-0,0006	5
CS	-0,0012	6	-0,0006	6
Type de ménage	0,0338 *	8	0,0429 *	7
Revenu	0,0191	7	0,0705 *	8
Diplôme	0,0583 *	9	0,1121 *	9
Mode d'administration du questionnaire (1997)			0,1055 *	8,5

Note de lecture : la variation de la composition d'âge entre 1983 et 1997 conduit à une augmentation du score du logit (i.e. une augmentation du logarithme du risque relatif de ne pas avoir d'amis plutôt que d'en avoir) de 0,187 avec les pratiques de 1983 et de 0,0257 avec celles de 1997. C'est le facteur qui conduit le plus à une hausse des personnes sans amis tant en 1983 qu'en 1997 (rang 1).

Le tableau 9 montre ainsi les variations de composition des causes qui conduisent à une réduction de l'isolement amical et celles qui conduiraient à l'inverse si elles devaient s'exercer seules. Ainsi le vieillissement de la population, le rééquilibrage du sexe ratio (par disparition des générations qui ont fait la première ou la seconde guerre mondiale) aurait dû conduire à une augmentation des personnes sans amis. Mais ces effets sont plus que contrebalancés par la réduction de la taille du ménage (qui conduit à consacrer plus de temps à la sociabilité externe à la famille), et par l'élévation du niveau de diplôme (qui traduit une exposition plus longue au système scolaire laquelle favorise le développement de l'amitié d'études).

Conclusion : On peut donc dire que le nombre de personnes qui sont isolées amicalement a bien diminué même si c'est dans des proportions moindres que ne le suggère la comparaison simple des taux bruts. Cette augmentation s'explique en partie par l'exposition prolongée au système scolaire et par la réduction de la taille de la cellule familiale.

C. Utilisation combinée de la décomposition d'Oaxaca et des techniques d'analyses log-linéaire : Avoir un ami d'une autre CS.

Après avoir montré que l'isolement amical avait plutôt diminué, il peut être intéressant de se demander si les amis de 1997, moins rares que ceux de 1983, sont plus ou moins proches

d'ego que ceux de 1983. Parmi les diverses dimensions de la proximité entre des amis, une peut plus retenir l'attention que d'autres, c'est l'étude de l'homophilie sociale. En effet, l'évolution de la mobilité sociale amicale a l'intérêt de pouvoir être comparée à d'autres formes de mobilités sociales et on peut se demander si la tendance à la plus forte fluidité sociale parfois mise en évidence pour ces dernières est ici pertinente¹¹. À regarder les taux bruts d'immobilité sociale, tout semble indiquer le contraire. Mais il faut tenir compte de deux problèmes qui vont être abordés dans la présente troisième partie : d'une part la mesure de l'évolution de la mobilité sociale amicale demande des outils plus sophistiqués que la simple comparaison de la proportion de personnes se trouvant sur la diagonale d'un tableau croisé, ensuite les différences de questionnaire et de protocole de questionnaires semblent biaiser assez fortement la comparaison.

1. Présentation des données : deux classifications peu comparables.

En 1983, la profession des meilleurs amis, de l'homme et de la femme du couple de meilleurs amis était recueillie en clair. Les enquêtés étaient invités à préciser si l'ami était salarié ou indépendant et son grade sans que ces informations fassent l'objet pour autant d'une question séparée. Sur la base de cette information, sans doute quelque peu incomplète, le codage habituel à 42 postes a été mis en œuvre.

En 1997 une procédure inverse a été choisie : le statut et la position professionnelle de l'ancien emploi sont demandés, mais la profession « en clair » des amis n'est pas recueillie. En conséquence, il n'est pas véritablement possible de coder la catégorie socioprofessionnelle avec la grille des PCS à 42 postes, ni même avec celle à 6 postes. En outre, la grille de position professionnelle a été modifiée et simplifiée pour faciliter le codage de la profession des amis :

1. ouvrier spécialisé ou manoeuvre
2. ouvrier qualifié ou hautement qualifié
3. agent de maîtrise dirigeant des ouvriers, des employés, des techniciens
4. technicien, dessinateur, VRP (non cadre)
5. instituteur, assistante sociale, infirmier et catégorie B de la fonction publique
6. ingénieur ou cadre
7. professeur et catégorie A de la fonction publique
8. employé et agent C et D de la fonction publique
9. autre.

Malgré cette simplification, la grille de position professionnelle reste sans doute relativement abstraite pour coder la profession de quelqu'un d'autre et il est possible que l'intitulé de la profession soit mieux connu que la position professionnelle (ex : catégorie A, B, C, D de la fonction publique n'a pas forcément un sens pour quelqu'un qui n'est pas de la fonction publique mais dont l'ami est fonctionnaire). Aussi un grand nombre de salariés a été classé dans la catégorie « autre » (14% de la population cf. tableau 10.), en particulier lorsque les questionnaires étaient auto-administrés et que l'enquêté ne bénéficiait pas du travail de traduction et de classement de la part de l'enquêteur. Laissons les « autres » pour l'instant, et essayons de faire des regroupements qui nous rapprochent de la classification classique des CS. La question sur le statut de l'emploi nous permet de reconnaître les amis indépendants mais pas de distinguer les agriculteurs (10-13), des artisans, commerçants et patrons (21-23),

¹¹ Si en général la stabilité de la fluidité sociale est l'hypothèse la plus souvent retenue (Gollac et Lauhlé, 1987, Goldthorpe, 1995), la tendance à l'augmentation de la fluidité sociale a été mise en lumière d'abord par les travaux de Thélot, (1982), puis par ceux de Louis-André Vallet (1986, 1992).

et des professions libérales (31) : regroupons-les en une seule CS d'indépendants. Les cadres ou ingénieurs de la grille « posit » correspondent aux CS 33, 34, 35, 37, 38, les agents de maîtrise, techniciens, dessinateurs, VRP, et instituteurs, assistantes sociales, infirmiers et catégories B de la fonction publique correspondent à peu près aux professions intermédiaires, les employés à la CS employés et les ouvriers qualifiés et non qualifiés à la CS ouvriers.

Le tableau 10 répartit dans cette grille à 5 CS la population des individus et des amis en 1983 comme en 1997. La plus grande place des cadres et des professions intermédiaires¹² lorsque l'on passe de la population des individus à la population des individus pris dans des paires amicales (ceux étant pris dans plusieurs paires étant représentés plusieurs fois) montre l'accès inégal à l'amitié. De même lorsque l'on passe des individus aux amis des paires amicales, la surreprésentation des cadres, des professions intermédiaires et des indépendants, montrent que les individus déclarent un peu plus haut qu'eux.

Tableau n°10. Population des individus et population des amis en 1983 et en 1997.

	1983			1997		
	Population entière (1).	Population constituée	des paires amicales (2)	Population entière.	Population constituée	des paires amicales
	Individu	Individu ayant des amis	Ami	Individu	Individu ayant des amis	Ami
Indépendants	18,9%	17,9%	20,6%	12,5%	12,4%	14,5%
Cadres	7,5%	9,3%	10,0%	11,4%	12,4%	15,6%
P. Inter.	15%	18,5%	19,4%	19,6%	20,9%	15,9%
Employés	30,4%	29,4%	27,5%	29,5%	28,9%	16,5%
Ouvriers	28,3%	25%	22,5%	27%	25,4%	23,5%
Autres						13,9%
Total	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Somme des poids	4384,34	2857,632	2857,632	8441,02	6304,082	6304,082

Champ : (1) Population des individus de plus de 18 exerçant ou ayant exercé une profession. (2) Population des paires amicales, individu-ami, constituées à partir des individus de plus de 18 ans exerçant ou ayant exercé une profession et dont l'ami exerce ou a exercé une profession. Les paires amicales ont été pondérées pour que la somme des poids soit équivalente aux nombres d'individus interrogés, cependant les individus ayant plusieurs amis sont plus représentés que les individus en ayant peu, pour refléter leur place dans les relations amicales.

La conservation de cette catégorie « Autres » ou même son élimination ne va pas sans poser problème. Est-il possible pour pallier ces difficultés de réallouer ces mal-classés ?

À regarder le tableau 10, l'on s'aperçoit alors que la catégorie employée dans la population amicale de 1997 est fortement sous-représentée, non seulement par rapport à la population des « egos » mais aussi par rapport aux amis de 1983. L'on sait d'ailleurs que les employés constituent la catégorie la plus hétérogène socialement, ce qui laisse penser que de nombreux autres peuvent appartenir à la catégorie « employés » et d'autre part en regardant la grille de position professionnelle, on ne peut que remarquer l'ambiguïté du « et » coordonnant employé à agent C et D de la fonction publique. Certains enquêtés ont pu croire que les deux noms avaient le même complément (« i.e. employé de la fonction publique ») et trouver des difficultés à classer des employés du privé. Tous ces arguments favorisent une réallocation des « autres » au sein de la catégorie « employés ».

Le tableau 11 nous persuade, que sans être optimale, cette réaffectation est la moins mauvaise possible : appartiennent aux « autres CS » 19% des amis d'employés, contre 14%

¹² Contrairement à l'enquête de 1983, les professions intermédiaires sont sous-représentées au sein de la population amie. Ceci est sans-doute dû à la grille de codification. Une partie des « cadres moyens » ont ainsi pu être codés cadres et ingénieurs.

pour l'ensemble de la population. Comme la tendance à l'homophilie caractérise les tableaux de contingence de mobilité sociale, une telle réaffectation est justifiée. Toutefois, dans ce qui suit, pour vérifier les conclusions, nous avons effectué en parallèle les mêmes analyses sur une population dont les amis « autres » ont été exclus.

Tableau n°11. Tableau de CS individu-ami montrant la surreprésentation des « autres professions » parmi les amis de la catégorie « employés ».

Amis Individus	Indépendants	Cadres	P. Interméd.	Employés	Ouvriers	Autres	Ensemble
Indépendants	38,1%	12,6%	10,3%	10,8%	17,1%	11,1%	100%
Cadres	13,8%	48,3%	16,2%	6,9%	4,9%	10,1%	100%
P. Inter.	11,1%	21,7%	28,9%	15,1%	11,9%	11,3%	100%
Employés	9,8%	8,5%	14,2%	28,3%	19,9%	19,3%	100%
Ouvriers	11,6%	4,3%	9,8%	11,8%	49,3%	13,2%	100%
Ensemble	14,6%	15,6%	15,9%	16,5%	23,5%	13,9%	100%
							poids=6304,08

Note de lecture : 38,1% des indépendants ont pour amis des indépendants.

2. Comment comparer deux tables de mobilité sociale ?

a) Présentation schématique de l'analyse log-linéaire

La variation du taux brut d'immobilité n'est pas un bon indicateur car il est très sensible à la variation de la taille des groupes. En effet, si, sans que les probabilités de rencontrer un ami d'une CS différente ne changent, la taille du groupe le plus homophile dans la société diminue (respectivement augmente), on constatera alors une baisse (respectivement une hausse) de l'immobilité sociale. Pour lever un tel biais, il faut donc contrôler l'évolution des marges pour établir une évolution de la fluidité nette des effets de marge. L'analyse log-linéaire de tableaux de contingence permet d'établir une telle mesure.

Cette méthode revient en quelque sorte à effectuer une régression particulière, avec comme variable expliquée, le vecteur composé du logarithme de chaque case du tableau et en variable explicative des indicatrices qui représentent « l'effet » d'une case ou d'une combinaison de cases (effectif, marge, diagonale, etc.). Dans l'encadré 3 se trouve une illustration schématique de la méthode.

Prenons par exemple un tableau 3*3 à deux dates¹³ avec n_{111} la case de période 1, de ligne 1 (individus), de colonne 1 (amis). Ce double tableau comporte 18 cases. On peut donc le décrire intégralement avec 18 paramètres. Outre cette description intégrale à l'aide de 18 paramètres qui permet éventuellement de mettre en évidence des phénomènes de surreprésentation pour certaines cases, le but de l'analyse log-linéaire est d'approcher le tableau initial à l'aide d'un nombre plus restreint de paramètres, description économique à laquelle l'interprète peut donner sens à partir de ses propres hypothèses théoriques.

¹³ Lorsque le tableau de contingence est plus important (ici 5*5*2) alors le nombre de paramètres à estimer est plus important mais le raisonnement est le même.

Tester le modèle 1 permet de voir si à partir de très peu de paramètres (ici 6 pour 18 cases) on peut reconstituer les deux tableaux, c'est-à-dire ici trouver si on peut déduire la valeur de chaque case à partir d'un nombre restreint de combinaisons de cases. Le paramètre de constante, a_1 pour la première période, $a_1 + a_2$ pour la deuxième période, distribue une même constante par période dans toutes les cases du tableau. On ajoute additivement au logarithme des cases, outre la constante, un paramètre b_1 , dans toutes les cases de la première ligne des deux tableaux. Ceci revient en fait, si l'on exprime le modèle log-linéaire sous forme multiplicative, à multiplier la constante $\exp(a_1)$ (ou pour la période 2 $\exp(a_1 + a_2)$) par $\exp(b_1)$ pour les dites cases, c'est-à-dire ceci revient aussi à multiplier l'effectif des deux tableaux par la moyenne du taux moyen pour la première ligne. Le paramètre b_2 permet d'ajuster de même toutes les cases de la deuxième ligne des deux tableaux. La troisième ligne constitue ici la modalité de référence – comme dans un modèle de régression avec des variables explicatives qualitatives –, c'est-à-dire qu'on peut poser un paramètre b_3 égal à zéro en référence duquel les paramètres b_1 et b_2 sont calculés. De même un jeu de paramètres, c_1 et c_2 , permettent de contrôler le tableau reconstitué par les marges des colonnes. Ce modèle est bien un modèle d'indépendance sans évolution des marges, c'est à dire qu'il suppose que les marges sont les mêmes aux deux dates.

Le modèle 2 permet de rajouter un effet spécifique pour les lignes (paramètres d_1 et d_2) et les colonnes (paramètres e_1 et e_2) du tableau de la date 2. Le rajout de ces effets permet aux marges des deux tableaux de différer. La valeur de la case du tableau reconstitué dans chacun des tableaux est alors égal au produit des marges. On a ainsi $\tilde{n}_{111} = \exp(a_1) \cdot \exp(b_1) \cdot \exp(c_1)$ et $\tilde{n}_{211} = \exp(a_1 + a_2) \cdot \exp(b_1 + d_1) \cdot \exp(c_1 + e_1)$. Si le tableau reconstitué n'est pas significativement différent du tableau initial, alors on est bien dans la situation d'indépendance.

Dans le troisième modèle, le modèle de fluidité sociale constante, on suppose, que les marges évoluent (évolution quantifiée par les paramètres d_1 , d_2 , e_1 , e_2), qu'il y a des effets croisés, c'est-à-dire un certain degré de liaison entre les groupes sociaux (i.e. la fluidité sociale), mais que cette fluidité sociale reste identique aux deux dates. Les paramètres f_{11} , f_{12} , f_{21} , f_{22} , permettent d'ajouter un « petit quelque chose » respectivement aux cases n_{11} , n_{12} , n_{21} , n_{22} , par rapport aux cases de la dernière ligne et de la dernière colonne qui font office de situation de référence.

Dans le dernier modèle, on suppose que la fluidité des deux tables de mobilité sociale ne diffère que d'une tendance constante plus forte ou moins forte sur les cases de la diagonale. Si ce paramètre g est positif (resp. négatif), alors les effectifs de la diagonale (nets de l'évolution des marges) sont plus (resp. moins) importants à la date 2 qu'à la date 1. Dans ce cas il y a bien hausse (resp. baisse) de l'homophilie.

Pour évaluer l'évolution de l'immobilité, il faut adopter un modèle parcimonieux, qui tienne compte de la variation de la composition sociale des individus et des amis entre les deux dates d'une part (variation des marges), et de la nature des liaisons entre individus et amis. Un tel modèle consiste à faire l'hypothèse que, sachant que la composition de la population évolue, les liaisons entre individus et amis sont les mêmes aux deux dates à une seule exception près, une tendance uniforme au gonflement (ou au dégonflement) des cases de la diagonale (c'est-à-dire une variation de l'immobilité). On considère que le modèle est satisfaisant si l'on n'est pas en mesure de pouvoir rejeter la non-nullité du résidu (statistique du chi-deux calculée à partir de la différence entre le table de contingence réelle et celle prédite par le modèle). Dans la suite, étant donnée qu'en matière de sociabilité amicale, l'indépendance est toujours rejetée, seuls les deux derniers modèles seront estimés ce qui permet de voir si l'on peut considérer que la fluidité sociale constante est un modèle satisfaisant ou s'il faut lui préférer un modèle qui établit une hausse ou une baisse de la tendance à l'immobilité nette.

On notera que la modélisation décrite dans l'encadré est une modélisation par variable indicatrice, i.e. le « *dummy coding* », modélisation la plus pédagogique. D'autres modélisations sont possibles, comme « *l'effect coding* », où les variables sont codées de telle sorte que la somme des paramètres soit égale à zéro. En particulier, c'est la solution retenue par défaut par la Proc Catmod de SAS. Dans les sorties de cette procédure, les valeurs des modalités de référence, qui mesurent l'effet relatif de la dernière ligne, ou de la dernière colonne, ou d'un croisement plus ou moins complexes de celles-ci, ne sont pas éditées. Celles-ci, qu'il faut alors calculer « à la main » ne valent pas 0 comme pour le « *dummy coding* », mais sont égales à moins la somme des paramètres.

Pour illustrer cet aspect technique selon la logique de notre exemple, la proc catmod de Sas calcule b_1 et b_2 comme paramètres de lignes, c_1 et c_2 comme paramètres de colonnes, etc., à partir desquels on peut ainsi calculer la valeur des paramètres de référence $b_3 = -(b_1 + b_2)$ et $c_3 = -(c_1 + c_2)$. Pour les paramètres croisés, la proc catmod de Sas propose en sortie les paramètres $f_{11}, f_{12}, f_{21}, f_{22}$ et on peut calculer à partir de ceux-ci alors $f_{13} = -(f_{11} + f_{12})$, $f_{23} = -(f_{21} + f_{22})$, $f_{31} = -(f_{11} + f_{21})$, $f_{32} = -(f_{12} + f_{22})$ et $f_{33} = -(f_{13} + f_{23}) = -(f_{31} + f_{32})$.

b) L'analyse log-linéaire utilisée sur deux tables construites à partir de questionnements différents fait ici entrevoir un résultat paradoxal : une tendance à la baisse de la fluidité sociale

Le premier modèle que nous envisageons (tableau 12), c'est le modèle de fluidité sociale constante : celui-ci suppose que seules marges évoluent entre 1983 et 1997, mais que la nature du lien reste inchangée. Ce modèle n'est pas totalement satisfaisant, puisque le résidu reste significativement différent au seuil de 10%. Le tableau ainsi reconstitué ne reproduit pas exactement le tableau initial.

Dans le deuxième modèle, on considère que le lien entre individus et amis est le même en 83 et en 97 à l'exception d'une tendance à la plus forte ou plus faible immobilité. Le modèle qui comporte cette fois un paramètre supplémentaire est beaucoup plus satisfaisant. En effet, on n'est pas en mesure de rejeter la nullité du résidu au seuil de 10%. L'introduction d'un nouveau paramètre améliore significativement la qualité d'ajustement du modèle. La valeur de ce dernier (0,0531) signifie que la tendance à l'immobilité a bien augmenté. Les individus sont plus proches de leurs amis en 1983 qu'en 1997, ce que montrait d'ailleurs les taux bruts du tableau n°1. On notera que cet effet n'est pas lié à la réallocation des « autres » au sein de la catégorie employé puisque dans une autre version de cette estimation, où ces derniers sont exclus du tableau de contingence, on obtient des résultats qui vont dans le même sens.

Tableau n°12. Modélisation de l'évolution de la mobilité sociale amicale. Fluidité sociale constante (1) et tendance uniforme à la variation de l'immobilité nette des marges (2). (CS Autres affectés parmi les employés).

	DF	Chi-Deux	Proba	Paramètre Immo97
(IA)(IT)(AT) (1)	16	25,97	0,0545	
(IA)(IT)(AT)(Immo97) (2)	15	20,77	0,1442	
Δ Chideux	1	5,18	0,0229	0,0531

Note de lecture : I signifie individus, A amis, T période. Outre les marges on tient compte de (IA), c'est-à-dire de la liaison entre individus et les amis (indépendamment de la période). La statistique du chi-deux pour le résidu (différence entre la table initiale et la table reconstituée) vaut 26 avec 16 degrés de liberté. La probabilité que le résidu soit nul est inférieure à 10%. Le premier modèle de fluidité sociale constante n'est donc pas satisfaisant.

Cette évolution est assez étonnante. Les travaux sur la mobilité sociale opposent deux types de proposition sur l'évolution de la mobilité sociale. Pour un certain nombre d'auteurs (Goldthorpe, Goux et Maurin, Gollac et Lahlé), il n'y a pas d'évolution significative de la

mobilité sociale, pour les autres (Thélot, Vallet), on peut détecter une légère tendance à la hausse de la fluidité nette. Rares sont les auteurs qui ont pu constater une baisse de la fluidité nette.

Cette évolution est aussi en contradiction avec l'évolution des autres formes de mobilité sociale, telle qu'on peut la mesurer avec cette méthode sur les données de l'enquête (tableau n°13).

Tableau n°13. Modélisation de l'évolution des autres formes de la mobilité sociale. Fluidité sociale constante (1) et tendance uniforme à la variation de l'immobilité nette des marges (2).

	DF	Chi-Deux	Proba	Paramètre Immo97
Mobilité sociale intergénérationnelle				
(PerInd)(PerT)(IndT) (1)	16	23,45	0,1023	
(PerInd)(PerT)(IndT)(Immo97) (2)	15	17,45	0,2928	
Δ Chideux	1	6,01	0,0142	-0,0521
Mobilité sociale conjugale				
(HomFem)(HomT)(FemT) (1)	16	47,33	0,0001	
(HomFem)(HomT)(FemT)(Immo97) (2)	15	43,73	0,0001	
Δ Chideux	1	3,58	0,0584	-0,0482
Mobilité sociale matrimoniale				
(PehPef)(PehT)(PefT) (1)	16	36,56	0,0024	
(PehPef)(PehT)(PefT)(Immo97) (2)	15	29,75	0,0128	
Δ Chideux	1	6,82	0,0198	-0,0516

Note de lecture : Per signifie CS du père (à 5 postes), Ind CS de l'individu (hommes et femmes confondus), Hom CS de l'homme, Fem CS de la Femme (couple du répondant), enfin Peh signifie CS du père de l'homme, et Pef CS du père de la femme.

L'évolution du lien social entre l'individu et son père semble bien satisfaire les deux thèses en présence mentionnées ci-dessus : le modèle de fluidité sociale constante est une représentation satisfaisante mais on n'en détecte pas moins une tendance significative à la baisse de l'immobilité nette (le paramètre d'immobilité vaut -0,521 pour 1997 et il est significatif au seuil de 5%). Au sein des couples de répondants, la fluidité sociale constante est plus nettement rejetée : une tendance négative à la baisse permet d'améliorer sensiblement le modèle sans le rendre totalement satisfaisant. On retrouve le même schéma lorsqu'on croise la CS du père de l'homme du couple et CS du père de la femme du couple de répondants.

L'évolution de la mobilité amicale irait-elle dans un sens contraire à celles des autres formes de mobilité sociale ?

3. La décomposition d'Oaxaca permet d'effectuer un détour pour comprendre ce résultat.

Dans cette dernière partie, l'on se propose pour essayer de vérifier une telle évolution en utilisant la méthode présentée dans l'introduction et en première partie. En s'inspirant de Wright et Cho (1992), nous pouvons modéliser avec une régression logistique la probabilité de franchir une barrière de classe.

a) Les résultats du surmodèle complet

De la même façon que dans la deuxième partie, modélisons pour chaque date la probabilité d'avoir ou non un ami d'une autre CS à l'intérieur d'un surmodèle complet (tableau n°14) et regardons le sens des paramètres.

– Le franchissement des barrières de classe ne semble pas vraiment dépendre du type de ménage, ni du sexe.

– Âge : le franchissement des barrières de classe est à la fois moins important parmi les jeunes et parmi les vieux (pour ces derniers, il s'agit peut-être d'un effet de la mortalité différentielle selon les groupes sociaux). Aux âges intermédiaires, vers le milieu ou la fin de carrière professionnelle, le franchissement des barrières de classe est plus important.

– Occupation : Les retirés franchissent un peu plus les barrières de classe que les actifs ou que les chômeurs.

–CS : Les paramètres reflètent ici directement la tendance à l'immobilité et à l'homophilie de chaque groupe. On peut dresser une opposition entre les catégories centrales plus hétérophiles (PI) , les catégories de bord, plus homophiles. OS, OQ, Agriculteurs... Les différences significatives des paramètres de 1983 et de 1997 marquent peut-être la variation de la signification des catégories. Ainsi la surimmobilité des agriculteurs s'amenuise quelque peu par rapport à celle des OS. De même les artisans-commerçants tendent à s'ouvrir sur les autres groupes (ce qui marque un rapprochement avec le salariat). Les professions libérales et les chefs d'entreprises ont plutôt tendance à se refermer, de même que le cadres, les employés non qualifiés et les ouvriers qualifiés.

– Nombres d'attributs de CS : la variable enracinement de classe est construite de la manière suivante. Si l'individu est à la fois de la même CS (CS à trois postes) que son père et que son conjoint, on considère son enracinement de classe « fort », s'il la partage uniquement avec l'un des deux, alors il sera vu comme « moyen », et dans le dernier cas « faible ». Ainsi plus on est enraciné dans son statut social, moins on trouve des amis ailleurs. Ainsi le franchissement des barrières de classe révèle pour une part une forme d'hétérogénéité de statut.

– Le diplôme et le revenu ne semblent pas avoir véritablement d'effets.

– Catégorie de communes : le franchissement des barrières de classe semble être quelque peu facilitée dans les zones rurales. En revanche la région n'a pas vraiment d'impact.

– Si en 83, le nombre d'amis conduisait à un petit franchissement de classe, c'est moins vrai en 97 peut-être en raison du mode de questionnaire qui conduit les enquêtés à beaucoup plus déclarer d'amis.

– Modalité de rencontre : le monde du travail, le monde des études conduisent à avoir un ami plus proche socialement en raison de deux effets, d'une part de la ségrégation à l'entrée de ces univers, (statuts, règles de sélection, etc.) et d'autre part de la tendance aux appariements électifs. Au contraire les réseaux, réseaux d'amis, réseaux associatifs, réseaux familiaux, malgré le mode fréquemment affinitaire leur constitution favorisent relativement le franchissement de classe.

– Les effets de questionnaire sont plutôt forts, en particulier le fait de pouvoir déclarer des couples d'amis. Lorsque l'ami est en couple, l'on tend à plus franchir les barrières de classe.

Tableau n°14. Probabilité d'avoir un ami d'une autre Catégorie sociale (CS à 5 postes).

Estimation des paramètres		1983		1997		
Variables	Modalités	% Brut	Paramètre	% Brut	Paramètre	
Constante			0,22		0,22	
Date d'enquête	1983	60%	-0,25	57%	réf.	
Date d'enquête	1997	réf.		réf.		
Sexe	Homme	59%	réf.	57%	réf.	
Sexe	Femme	60%	0,09	57%	0,03	ns
Type de ménage	Seul Célibataire	54%	-0,32	53%	-0,16	ns
	Seul Divorcé	61%	-0,13	54%	-0,24	ns
	Seul Veuf	61%	0,16	59%	-0,03	ns
	Couple sans Enfant	60%	-0,06	59%	0,02	ns
	Couple avec 1 Enfant	62%	réf.	57%	réf.	
	Couple avec 2 enfants	60%	-0,14	57%	0,04	ns
	Couple avec 3 enfants et plus	60%	-0,13	54%	-0,12	ns
	Famille monoparentale	52%	-0,36 *	52%	-0,22 *	ns
	Autre ménage	59%	0,21	57%	-0,03	ns
Âge	18-24 ans	54%	-0,26	49%	-0,43 **	ns
	25-29 ans	58%	-0,09	53%	-0,28 **	ns
	30-34 ans	61%	0,03	54%	-0,20 *	ns
	35-39 ans	66%	0,18	56%	-0,08	ns
	40-49 ans	60%	-0,02	58%	-0,06	ns
	50-59 ans	60%	réf.	60%	réf.	
	60-69 ans	61%	-0,21	58%	-0,15	ns
	70 ans et plus	52%	-0,56 **	59%	-0,13	0,0828
Activité	Actif	59%	réf.	56%	réf.	
	Chômeur	57%	-0,02	54%	0,06	ns
Activité	Retiré	62%	0,33 *	59%	0,13	ns
CS	Agriculteur	38%	-0,67 ***	51%	-0,16	0,0422
	Artisan Commerçant	62%	0,28	73%	0,89 ***	0,0139
	Prof's Lib et CE	61%	0,28	27%	-1,11 ***	0,0021
	Cadres du public	56%	0,26	52%	0,14	ns
	Cadres du privé	70%	0,67 *	52%	0,06	0,0483
	PI du public	60%	0,34	67%	0,75 ***	ns
	PI du privé	71%	0,79 ***	75%	1,12 ***	ns
	Employé du public	58%	0,25	53%	0,05	ns
	Employé du privé	63%	0,29	53%	0,04	ns
	Employé non qualifié	64%	0,39 *	51%	-0,07	0,0396
	Ouvrier qualifié	61%	0,35 *	50%	-0,06	0,0419
	Ouvrier non qualifié	52%	réf.	51%	réf.	
	CS	Inactif et ND	réf.		réf.	
Nombre d'attributs de CS (à trois classes)	Faible (1)	63%	réf.	58%	réf.	
	Moyen (2)	61%	-0,14	56%	-0,18 **	ns
	Fort (3)	51%	-0,42 ***	55%	-0,34 ***	ns
Diplôme	Aucun	53%	-0,11	52%	-0,10	ns
	Certificat	58%	réf.	58%	réf.	
	CAP/BEP	62%	0,11	57%	0,05	ns
	BEPC	61%	0,06	57%	0,04	ns
	Bac	64%	0,12	60%	-0,01	ns
	Bac Pro	67%	0,20	59%	0,08	ns
	Supérieur	59%	-0,08	56%	-0,12	ns
Revenu	Faible	52%	-0,05	55%	0,09	ns
	Assez Faible	57%	réf.	53%	réf.	
	Médian	59%	-0,13	58%	0,15 *	0,0797
	Assez Elevé	62%	-0,05	56%	0,01	ns
Revenu	Elevé	62%	-0,08	58%	0,05	ns
	Revenu ND	60%	0,00	63%	0,29	ns
Catégorie de commune	Rural	59%	0,18	59%	0,20 *	ns
	< 100 000 hab.	60%	0,03	57%	0,06	ns
Catégorie de commune	> 100 000 hab.	60%	réf.	55%	réf.	
Région	Île de France	60%	réf.	56%	réf.	
	Bassin Parisien	60%	0,10	58%	-0,01	ns
	Nord	58%	-0,08	56%	-0,03	ns
	Nord-est	63%	0,11	55%	-0,14	ns
	Ouest	58%	0,03	54%	-0,16	ns
	Sud-ouest	60%	0,04	58%	0,01	ns
	Est	60%	0,05	56%	-0,09	ns
	Sud-est	59%	0,01	60%	0,03	ns
	Région					
Nombre d'amis	1 ami	56%	réf.	55%	réf.	
	2 amis	59%	0,12	56%	0,04	ns
Nombre d'amis	3 amis	62%	0,21 *	57%	0,07	ns
Modalité de rencontre de l'ami	Voisin	61%	réf.	58%	réf.	
	Étude	57%	-0,24 *	52%	-0,20 *	ns
	Collègue	50%	-0,62 ***	46%	-0,56 ***	ns
	Association	64%	0,00	66%	0,26 *	ns
	Par la famille	68%	0,26 *	62%	0,13	ns
	Par les amis	64%	0,09	62%	0,19 *	ns
Modalité de rencontre de l'ami	Autre	65%	0,12	64%	0,19 *	ns
Type d'amis (1983)	Membre d'un couple d'amis	62%	0,41 ***	réf.		
Mode d'administration du questionnaire (1997)	Auto-administré	réf.		59%	0,17 **	
	Administré par l'INSEE	réf.		56%	réf.	

Le tableau n°15 résume ce tableau de paramètres. Il suggère que les variables les plus significatives pour expliquer le franchissement des barrières de classes sont la CS elle-même,

les modalités de rencontre de l'ami et le degré d'enracinement à l'intérieur de classe. Les effets de questionnaires spécifiques à chaque année jouent relativement fortement. Les autres variables ensuite apparaissent bien moins significatives.

Tableau n°15. Avoir un ami d'une autre CS. Hiérarchie des significativités des variables

	1983		1997		Différence des jeux de paramètres
	Test de Wald	Rang	Test de Wald	Rang	
CS	3,67E-07	2	2,66E-44	1	1,1425E-09
Modalité de rencontre de l'ami	3,18E-10	1	5,22E-25	2	ns
Type d'amis (1983)	5,33E-05	3			
Nombre d'attributs de CS (à trois classes)	2,35E-03	4	1,24E-04	3	ns
Mode d'administration du questionnaire (1997)			4,25E-03	4	
Catégorie de commune	2,65E-01	8	3,72E-02	5	ns
Âge	6,51E-02	6	7,49E-02	6	ns
Revenu	9,28E-01	12	2,56E-01	7	ns
Type de ménage	5,05E-01	10	3,58E-01	8	ns
Activité	4,03E-02	5	3,82E-01	9	ns
Diplôme	5,51E-01	11	4,24E-01	10	ns
Région	9,92E-01	13	5,75E-01	11	ns
Sexe	3,57E-01	9	6,51E-01	12	ns
Nombre d'amis	1,27E-01	7	7,57E-01	13	ns

b) Décomposition d'Oaxaca

Sachant que l'on travaille ici sur les dyades amicales, les variations de la population des individus participant à des dyades amicales (où les individus ayant plusieurs amis sont représentés plusieurs fois) sont un peu déformées par rapport aux variations de la population globale. Toutefois les changements significatifs s'effectuent dans le même sens. Précisons toutefois les évolutions de la répartition de la population au sein des trois variables supplémentaires, à savoir l'enracinement de classe, le nombre d'amis de modes de rencontres des amis. L'enracinement de classe est moins fort en 1997 qu'en 1983, le nombre d'amis est en hausse (mais c'est partiellement un effet de questionnaire) et les amis se rencontrent moins par l'intermédiaire du voisinage ou de la famille mais plus par les études, les amis ou par d'autres moyens. A cela s'ajoute un effet d'enquête spécifique à 1983, la possibilité de déclarer des couples d'amis.

Tableau n° 16. Décomposition des variations de la pratique et des variations de la composition des causes. Avoir un ami d'une autre CS.

	Composition des causes 83 ou Structure 83	Composition des causes 97 ou Structure 97	Δ
Pratique 83	59,51%	54,02%	*
Pratique 97	54,40%	56,58%	*
Δ	*	*	

Cette première décomposition d'Oaxaca, où les effets de questionnaire spécifiques à une année n'ont pas été corrigés (tableau n°16) est quelque peu contradictoire : lorsqu'on effectue une variation de la composition des causes sur la base des pratiques de 1983, ceci entraîne une baisse du franchissement des barrières de classe, tandis que sur la base des pratiques de 1997, ceci entraîne au contraire une hausse de la mobilité amicale.

Tableau n°17. Décomposition des variations de la pratique et des variations de la composition des causes. Avoir un ami d'une autre CS. En supprimant l'effet des variables spécifiques à chaque enquête (amis en couples et questionnaire autoadministré).

	Composition des causes 83 ou Structure 83	Composition des causes 97 ou Structure 97	Δ
Pratique 83	52,23%	54,02%	*
Pratique 97	54,40%	55,31%	*
Δ	*	*	

Le tableau 17 présente une décomposition d'Oaxaca pour laquelle on simule les taux de franchissement de classes qui prévaudraient si toutes les personnes avaient en 1983 des amis individus seul (et non en couples) et en 1997, si tous avaient été interrogés par un enquêteur de l'INSEE. Ce tableau permet de présenter des résultats plus cohérents : la variation de la composition des causes tant sur la base des pratiques de 1983 que sur celles de 1997 conduit à une variation à la hausse du taux de franchissement de classe. Le résultat est donc contraire à celui que nous avons trouvé dans la première sous-partie.

Pourquoi avons nous alors l'impression que l'immobilité augmentait avec la précédente méthode ? Le protocole d'enquête de 1983 qui offre la possibilité de déclarer un couple d'ami conduit à un taux d'immobilité particulièrement faible et par comparaison avec celui de 1997, cela entraîne une hausse de l'immobilité. On peut en effet penser que les gens sont surtout amis avec une des deux personnes du couple (le plus souvent du même sexe) et qu'ils déclarent comme ami par annexion le conjoint de l'ami. Aussi, à la distance sociale entre l'individu et l'ami s'ajoute la distance sociale entre l'ami et le conjoint de l'ami. La distance sociale entre l'individu et le conjoint de l'ami est particulièrement forte, ce qui accroît « artificiellement » la mobilité entre les individus et les amis en 1983. La volonté de prendre en compte toute l'information (un individu ayant un couple d'amis est en effet compté deux fois) peut conduire à émettre un diagnostic erroné sur l'évolution de la mobilité sociale.

L'immobilité tend donc à diminuer. Pour mieux comprendre ce phénomène, essayons de voir quelle variation de la composition des causes conduit à produire une telle baisse de l'immobilité. Le tableau 18 permet de voir que les évolutions qui contribuent le plus à la hausse du taux de franchissement de classe sont la modification de la structure de classe, la baisse de l'enracinement de classe, et l'augmentation du nombre d'amis. L'effet de l'âge est plus difficile à interpréter car contradictoire selon les années de pratique.

Au contraire, l'exposition prolongée au système scolaire (hausse du niveau de diplôme) aurait pu conduire si elle jouait seule à une légère hausse de l'immobilité amicale. La modalité de rencontre avec les amis joue mais de manière contradictoire selon les années mais aussi selon ses propres modalités : la hausse du nombre des amis d'amis favorise plutôt l'hétérophilie, tandis qu'à l'inverse, la hausse des amis d'études favorisent l'homophilie.

Tableau n°18. Effet des variations de la composition des causes intervenues entre 1983 et 1997 sur la moyenne du score estimé. Avoir un ami d'une autre CS.

Simulation des évolutions par variable	1983		1997	
	Évolution du score	Rang	Évolution du score	Rang
Revenu	-0,0032	5	-0,0152	1
Diplôme	-0,0067	2	-0,0113	2
Catégorie de commune	-0,0059	3	-0,0074	3
Type de ménage	-0,0046	4	-0,0011	4
Sexe	-0,0016	7	-0,0005	5
Modalité de rencontre de l'ami	-0,0082	1	-0,0001	6
Région	0,0004	8	0,0049	7
Activité	0,0076	9	0,0055	8
Nombre d'attributs de CS (à trois classes)	0,0116	10	0,0084	9
Nombre d'amis	0,0497 *	12	0,0152	10
Âge	-0,0032	6	0,0190 *	11
CS	0,0421 *	11	0,0200 *	12
Type d'amis (1983)	-0,3224 *	0,5		
Mode d'administration du questionnaire (1997)			0,0561 *	12,5

3. Une fois découverts des effets de questionnaire fauteurs, il est possible de retourner aux méthodes d'analyses loglinéaires pour les neutraliser.

Pour vérifier si on retrouve bien le même résultat avec l'analyse log-linéaire que celui trouvé à partir de la décomposition d'Oaxaca, l'on propose décomposer en deux la table de contingence de 1983 croisant CS de l'individu et CS de l'ami : une table qui croise la CS les individus et de leurs amis appartenant à des couples d'amis, et une autre pour le croisement individus et amis déclarés comme amis seuls. En revanche la même table de mobilité sociale que supra est gardée pour l'année 1997 .

Le tableau n°19 propose un modèle de fluidité sociale constante et un modèle de tendance à la variation de l'immobilité nette pour les trois tables. Ce dernier modèle est nettement plus satisfaisant. Le paramètre Immo97 mesure l'évolution de l'immobilité sociale de la table de mobilité sociale Individu - Ami seul de 1983 (diagonale de référence) à celle individu - ami de 1997. Il est fortement négatif et significatif au seuil de 1%. L'immobilité a donc bien diminué entre les deux dates. Le paramètre ImmoC représente l'écart entre la diagonale de référence et celle de la table individus - amis appartenant aux couples d'amis. Plus négatif et plus significatif que le premier il montre à quel point la possibilité dans le questionnaire de compter les conjoints d'amis aux rangs d'amis réduit de facto le taux d'immobilité sociale amicale que l'on mesure.

Tableau n°19. Modélisation de l'évolution de la mobilité sociale amicale en tenant compte des différents types d'amis en 1983. Fluidité sociale constante et tendance uniforme à la variation de l'immobilité nette des marges selon le type d'ami en 1983 et selon l'époque.

	DF	Chi-Deux	Proba	Paramètre Immo97
(IA)(IT)(AT)(IC)(AC)	32	61,13	0,0014	
(IA)(IT)(AT)(IC)(AC) (ImmoC)(Immo97)	30	34,30	0,1442	
Δ Chideux	2	26,83	0,0001	ImmoC -0,2115*** Immo97 -0,1131**

Note de lecture : T signifie non plus période mais type de mobilité sociale qui peut être 83-couple, 83-seul, 97, C représente CS des amis appartenant à un couple d'amis, ImmoC, la tendance à être sur la diagonale de la table CS de l'individu CS de l'ami appartenant à un couple d'amis (1983), Immo97, la tendance à être sur la diagonale de la table CS de l'individu CS de l'ami en 1997.

L'immobilité semble bien avoir baissé entre 1983 et 1997. Toutefois on ne peut véritablement savoir dans quelle mesure, puisqu'en 1997, on ne sait pas si les enquêtés ont décrit parmi les trois meilleurs amis à décrire dans l'enquête des amis qui vivaient en couple.

Conclusion

La conduite de comparaison d'enquêtes sur les pratiques sociales est toujours une entreprise délicate, en particulier quand les questions et le protocole de questionnaire diffèrent. Nous avons proposé une méthode qui même si elle ne vient pas à bout de tous les problèmes de comparaison, permet malgré tout d'assurer quelque peu les comparaisons brutes. Cette méthode revient, lorsque les questionnaires diffèrent trop, à s'attacher plutôt à la variation de la structure sociale, appelée ici variation de la composition des causes. Elle permet d'ailleurs d'isoler des candidats causals pour expliquer l'évolution considérée.

Ainsi avec à une telle méthode nous montrons que l'isolement amical a sans aucun doute quelque peu diminué et ce en raison notamment de l'allongement de la scolarité et de la réduction de la taille de la cellule familiale. De même l'immobilité sociale amicale s'est réduite en raison de la modification de la structure sociale, de la réduction de l'enracinement de classe et de l'augmentation du nombre d'amis. Nous rejoignons ainsi, pour les amis, les conclusions des études de Louis-André Vallet sur l'évolution de la mobilité sociale.

Toutefois la réduction de l'immobilité sociale entre les amis ne signifie pas une plus grande hétérophilie générale. Au contraire ce tableau conclusif montre que l'homophilie d'âge aurait en revanche augmenté :

Tableau n°20. Décomposition des variations de la pratique et des variations de la composition des causes. Différence d'âge entre les individus et les amis exprimée en années (En supprimant l'effet des variables spécifiques à chaque enquête). Moyenne géométrique.

	Composition des causes 83 ou Structure 83	Composition des causes 97 ou Structure 97	Δ
Pratique 83	3,42	3,24	*
Pratique 97	3,19	3,06	*
Δ	*	*	

Bibliographie

Baudelot C., Establet R., *Le niveau monte*, Seuil, 1990.

Baudelot C., Gollac M., « Les diplômés se dévaluent-ils en se multipliant ? », *Économie et Statistique*, 1989, n°225, pp. 3-16.

Blanpain N., Pan Ke Shon J.-L., « 1983-1997 : les Français se parlent de moins en moins », *INSEE Première*, n°571, mars 1998.

Bidart C., *L'amitié, un lien social*, La Découverte, 1997.

Chauvel L., « L'uniformisation du taux de suicide masculin selon l'âge : effet de génération ou recomposition du cycle de vie », *Revue Française de Sociologie*, XXXVIII, 1997, p. 681-734.

Dumartin S. Mignard F., « L'informatique à la maison : une diffusion sensible mais encore très ciblée », *INSEE Première*, Janvier 1999.

Dumontier F., de Singly F., Thélot C., « La lecture moins attractive qu'il y a vingt ans ? », *Économie et Statistique*, n°233, juin 1990.

Goldthorpe J., « Le 'noyau dur' : fluidité sociale en Angleterre et en France dans les années 70 et 80 », *Revue française de sociologie*, XXXVI, 1, 1995.

Godechot O., *Les déterminants sociaux de l'amitié*, Miméo, 1996.

Gollac M., « Des chiffres insensés ? Pourquoi et comment on donne un sens aux données statistiques », *Revue française de sociologie*, 38, 5-36, 1997.

Gollac M., Laulhé P., « La transmission du statut social. L'échelle et le fossé », *Économie et statistique*, n°199-200, 1987.

Goux D., Maurin E., « Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985, 1993 », *Revue française de sociologie*, XXXVI, 1, 1995.

Goux D., Maurin E., « Destinées sociales : le rôle de l'école et du milieu d'origine », *Économie et statistique*, 306, 1997, p. 13-26.

Héran F., « La sociabilité, une pratique culturelle », *Économie et statistique*, n°216, INSEE, 1998.

Oaxaca R., « Male-female wage differentials in urban labor markets », *International Economic Review*, vol 14, oct 1973, pp. 693-709.

Pan Ke Shon J.-L., « D'où sont mes amis venus ?... », *INSEE Première*, n°613, Octobre 1998.

Schuman H. Presser S., *Experiments on Question form, wording and Context*, Academic Press, Londres, 1981.

Thélot C., *Tel père, tel fils ?*, Dunod, 1982.

Vallet L.-A., « Activité professionnelle de la femme mariée et détermination de la position sociale de la famille. Un test empirique : la France entre 1962 et 1982. », *Revue Française de sociologie*, XXXVII, 4, pp. 655-696, 1986.

Vallet L.-A., « La mobilité sociale des femmes en France. Principaux résultats d'une recherche » in Coutrot L., Dubar C. éd., *Cheminements professionnels et mobilités sociales*, Paris, La documentation française, pp. 179-200, 1992.

Vallet L.-A., « Quarante années de mobilité sociale en France. L'évolution de la fluidité sociale à la lumière de modèles récents », *Revue française de sociologie*, XXXX, 1, 1999.

Wright E. O., Cho D., « The relative permeability of class boundaries to cross-class friendships : a comparative study of US, Canada, Sweden and Norway », *American sociological review*, 55, 2, 1992, 85-102.