

LABORATOIRE D'ECONOMIE DES TRANSPORTS

Laboratoire associé au C.N.R.S. n° 314
16, quai Claude Bernard
69007 LYON

Marché n° 80.00.039.00224.7501

Service des Etudes, de la Recherche et de la Technologie
Ministère des Transports

François PLASSARD

MOBILITES URBAINES COMPAREES

Recherche sur la validité
des résultats des échantillons de petite taille

Décembre 1982

Service d'Analyse Economique
et du Plan

DOCUMENTATION

Réf. n°



AVERTISSEMENT

Cette recherche, effectuée dans le cadre de l'ATP "Socio-économie des Transports", n'aurait pas abouti sans le concours de diverses personnes et organismes.

Aussi je tiens à remercier tout particulièrement :

- l'IRT qui nous a communiqué le fichier informatique de l'enquête DIJON ;
- Jacky VALERE qui l'a décrypté et implanté sur le matériel informatique du LET ;
- Danièle BLOY qui a réalisé les traitements sur le fichier IRT et assuré la plupart des calculs statistiques fastidieux ;
- Nicole LARUAZ qui a assuré la frappe du texte ;
- et tous les membres du Laboratoire qui de près ou de loin ont participé à cette recherche, ne serait-ce qu'en supportant les inconvénients dûs aux personnes et au matériel qu'elle a immobilisés.

François PLASSARD

MOBILITES URBAINES COMPAREES

La mise en service de la première ligne de métro à Lyon a été l'occasion de mettre en place une procédure de suivi des effets socio-économiques de cette nouvelle infrastructure dans le cadre de l'A.T.P. socio-économie des transports. Pour cela, les programmes d'activités localisés de 283 personnes appartenant à cinq quartiers de l'agglomération lyonnaise ont été recueillis en 1978. En 1979 la même opération a été répétée auprès des personnes déjà enquêtées l'année précédente, mais les départs et le refus ont restreint la taille de sa cohorte à 117 personnes.

Dans la mesure où d'autres opérations de suivi du métro de Lyon étaient menées de façon coordonnée, l'objectif de cette recherche était centré sur les relations que l'on pouvait déceler entre les pratiques quotidiennes et l'organisation des déplacements. Il n'était donc pas question d'estimer à travers les renseignements statistiques les variations de la demande de transport, mais de tenter de déceler les modifications dans l'organisation de la vie quotidienne imputables à la réduction du temps de transport. C'est pourquoi il était moins important de constituer un échantillon représentatif de la population lyonnaise que de disposer d'un ensemble d'individus présentant des caractéristiques spécifiques : représentation suffisante de chaque quartier, ménages susceptibles d'être concernés par le métro, sur-représentation des usagers des transports en commun.

L'effet de grossissement qui résultait de cette structuration a priori de l'échantillon permettait de mieux mettre en évidence, malgré un nombre réduit d'enquêtes, les modifications éventuelles consécutives à la mise en service du métro. Autrement-dit, la petite taille de l'échantillon le rendait peu apte à fournir des estimations statistiques, mais sa structure lui conférait des vertus heuristiques. Et il a été possible de repérer certaines structures fortes de l'organisation quotidienne, même si les effets spécifiques du métro ont été quelque peu obliérés par les conséquences de la crise (1).

Toutefois, la petite taille de l'échantillon retenu pouvait conduire à douter de la validité des conclusions auxquelles cette recherche avait conduit. C'est pourquoi nous avons voulu apprécier la validité statistique des résultats obtenus. Tous ceux qui ont travaillé un jour ou l'autre sur des données concernant la mobilité urbaine savent que derrière les valeurs moyennes se cache une très grande variabilité du phénomène. Même si ces moyennes peuvent être rapportées à des variables explicatives de nature socio-économique (âge, sexe, revenu, motorisation...), des différences considérables subsistent entre les comportements individuels qui ne sont explicables par rien, sinon par un facteur personnel. Dans ces conditions, plus la taille de l'échantillon est petite, plus l'importance de ces facteurs personnels s'accroît, et les résultats peuvent à la limite être sans signification.

Les nombreuses enquêtes qui ont été menées sur la mobilité urbaine ces dernières années ont entraîné la collecte d'un très grand nombre de renseignements statistiques. On dispose ainsi, en théorie du moins, d'un grand nombre de références auxquelles pourraient être comparés les résultats retenus à Lyon pour le Suivi du métro. Malheureusement, les techniques de recueil des données et les méthodologies retenues ne permettent pas toujours la comparaison entre les résultats obtenus.

Deux enquêtes présentent des caractéristiques particulièrement intéressantes pour établir une comparaison. L'une effectuée en 1978 par l'École Nationale des Travaux Publics de l'État de Vaux-en-Velin concerne la périphérie lyonnaise et présente l'avantage considérable d'avoir adopté la méthodologie définie pour le Suivi du Métro. La seconde, la "Recherche sur la mobilité des personnes en zone urbaine" a été réalisée à Dijon par l'I.R.T. ; bien que différente dans sa conception, une comparaison a pu être obtenue dans la mesure où la totalité du fichier informatique a été accessible, permettant ainsi de calculer selon des règles identiques des valeurs pour Lyon et Dijon.

En outre, l'ensemble des enquêtes-ménage réalisées en France entre 1966 et 1979 à l'initiative du Ministère des Transports note de point de repère obligé pour deux raisons. Les grandes tailles des échantillons constitués et la méthodologie unique rendent les comparaisons possibles entre les diverses villes avec une bonne précision. Ensuite le fait qu'une enquête de ce type ait été réalisée à Lyon en 1976 constitue un bon point de repère, même si la non-publication de certains paramètres rend impossibles certaines appréciations statistiques.

Il est ainsi possible de reprendre les estimations quantitatives résultant de l'enquête "Suivi" pour les comparer aux résultats des autres enquêtes. Cette comparaison doit en outre conduire à confirmer ou à infirmer certaines caractéristiques de la mobilité repérées dans l'enquête "Suivi". Il n'était pas question, étant donné le caractère limité de cette recherche, de procéder à une étude comparative de toutes les enquêtes réalisées récemment. La R.A.T.P., en particulier, réalise depuis plusieurs années un suivi de la mobilité en région parisienne, que nous n'intégrerons pas dans ce travail, les comportements des individus dans une ville multimillionnaire se révélant très différents de ceux des villes plus petites.

Pour aboutir à la confirmation évoquée plus tôt, il convient de présenter, au moins rapidement les enquêtes utilisées, et les fichiers qui en résultent, à l'issue de quoi nous nous attarderons quelque peu sur la comparaison des résultats des diverses enquêtes-ménage. Les principaux outils statistiques retenus seront alors présentés. Ils nous permettront d'avancer quelques hypothèses explicatives des écarts observés dans la mobilité globale, dans les modes de déplacements et les motifs.

CHAPITRE I

LES DIFFERENTES SOURCES

Les résultats de deux enquêtes sur la mobilité, celle des T.P.E. en périphérie et celle de l'I.R.T. à Dijon, vont être systématiquement comparés à ceux de l'enquête programmes d'activité réalisée à Lyon en 1978 par le L.E.T. La diversité des méthodologies oblige à les présenter rapidement pour comprendre comment les résultats ont pu être rendus comparables.

1. Les trois fichiers de base

Le travail de comparaison repose sur les données des trois fichiers qui ont été constitués par le L.E.T. en 1978 pour l'opération "Suivi", par l'E.N.T.P.E. en 1978 en périphérie de l'agglomération lyonnaise, et par l'I.R.T. à Dijon en 1977.

11. L'enquête L.E.T.

L'enquête L.E.T. a été réalisée sous forme de reconstitution, par 283 personnes n'étant pas en situation particulière, de la séquence fine de toutes leurs activités du jour précédent l'enquête ; cette journée était obligatoirement un jour ouvrable. Seules les personnes de plus de 15 ans ont été interrogées.

Elle concerne cinq quartiers de l'agglomération lyonnaise : un quartier résidentiel ancien de centre-ville (Ainay), un quartier ancien en rénovation (la Croix-Rousse), un quartier mi-moderne mi-ancien à proximité du nouveau centre de la Part-Dieu, une cité construite dans les années 30 dans ce qui était autrefois la périphérie (Villeurbanne - Gratte-Ciel), et une ZUP construite en 1970 à cinq kilomètres à l'Est du centre-ville (Vaux-en-Velin). La carte n° 1 donne la répartition géographique de ces quartiers.

A partir des programmes d'activité, un fichier informatique ne concernant que les déplacements a été constitué. Ainsi pour chacun des déplacements effectués on connaît les caractéristiques de la personne, le mode, les motifs à l'origine et à la destination.

12. L'enquête T.P.E.

Réalisée selon une méthodologie identique à celle du LET, cette enquête concerne certaines communes périphériques de l'agglomération lyonnaise, ainsi que le montre la carte n° 2. Elle a porté sur 1021 personnes âgées de plus de 10 ans.

Il ne nous a pas été possible d'accéder au fichier original et donc de reconstituer un fichier de déplacements identique à celui du LET. L'information disponible a été formée sous forme de résultats détaillés dont certains sont reproduits en annexe.

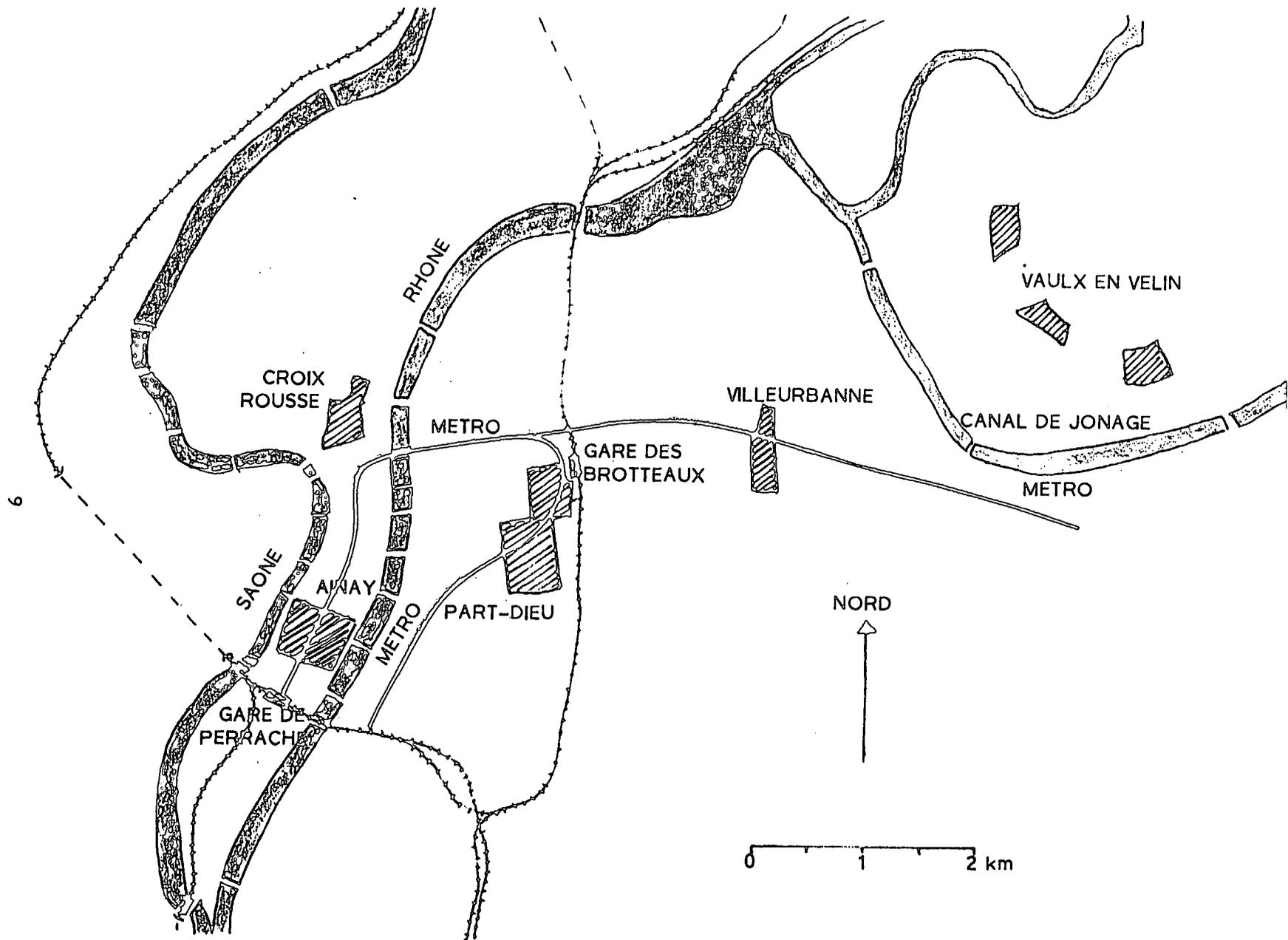
13. L'enquête IRT-DIJON

Fondée sur une méthodologie différente, l'enquête de Dijon visait à mettre en évidence des pratiques habituelles de déplacement. Mais dans la mesure où elle demandait, entre autres choses, aux personnes enquêtées de reconstituer leurs déplacements de la veille, il a été possible d'extraire du fichier informatique global un fichier déplacements identique à celui reconstitué à partir de l'enquête LET. Toutefois les personnes interrogées à Dijon ont des caractéristiques différentes des deux enquêtes précédentes : une seule personne, dont l'âge était compris entre 25 et 55 ans, a été interrogée dans des ménages vivant en couple avec au moins un actif, de nationalité française et ne possédant pas plus de deux voitures.

Sept quartiers de l'agglomération de Dijon ont été sélectionnés, présentant les caractéristiques suivantes (Rapport introductif, page 47) :

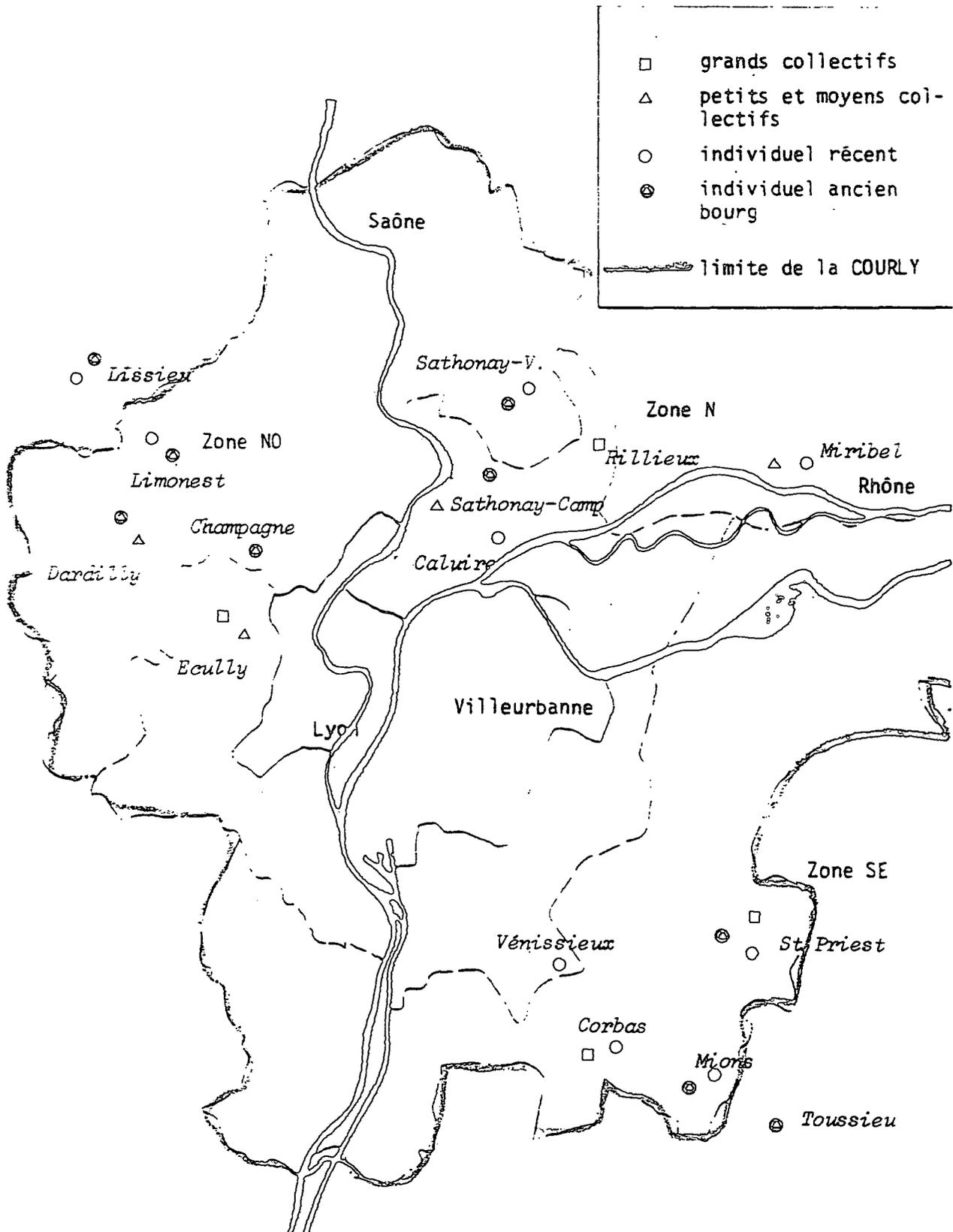
- "Le Centre, alliant une partie commerçante, une partie historique rénovée, et une partie d'habitat ancien dégradé.
- Les Bourroches, quartier situé au sud-ouest du centre, sans grande unité : mélange d'habitat individuel et collectif, quelques implantations industrielles ; niveau d'équipement plutôt faible.
- Montchapet, au nord en prolongement du centre, quartier plutôt résidentiel de faible niveau d'équipement (le centre est accessible à pied).
- ZUP des Grésilles, de construction ancienne, située au nord de l'agglomération à 3 km du centre environ. Elle est bien équipée (commerces, services administratifs) mais l'habitat offre des conditions de logement plutôt défavorables.
- ZUP de Fontaine d'Ouche, de création plus récente, également bien équipée. Située à l'ouest du centre (à 3 km environ), au-dessus du Lac Kir, elle accueille surtout des classes moyennes et la mobilité résidentielle semble assez forte.
- Commune de Chevigny, située à 8 km à l'est de Dijon, dont le développement est assez récent portant à la fois sur de l'habitat collectif, de l'habitat individuel et des emplois industriels.
- Commune de Belleneuve, à 18 km au nord-est de Dijon, ancien village rural ayant développé depuis quelques années un lotissement résidentiel, sans équipement commercial au moment de l'enquête (un petit centre commercial a été mis en place depuis)".

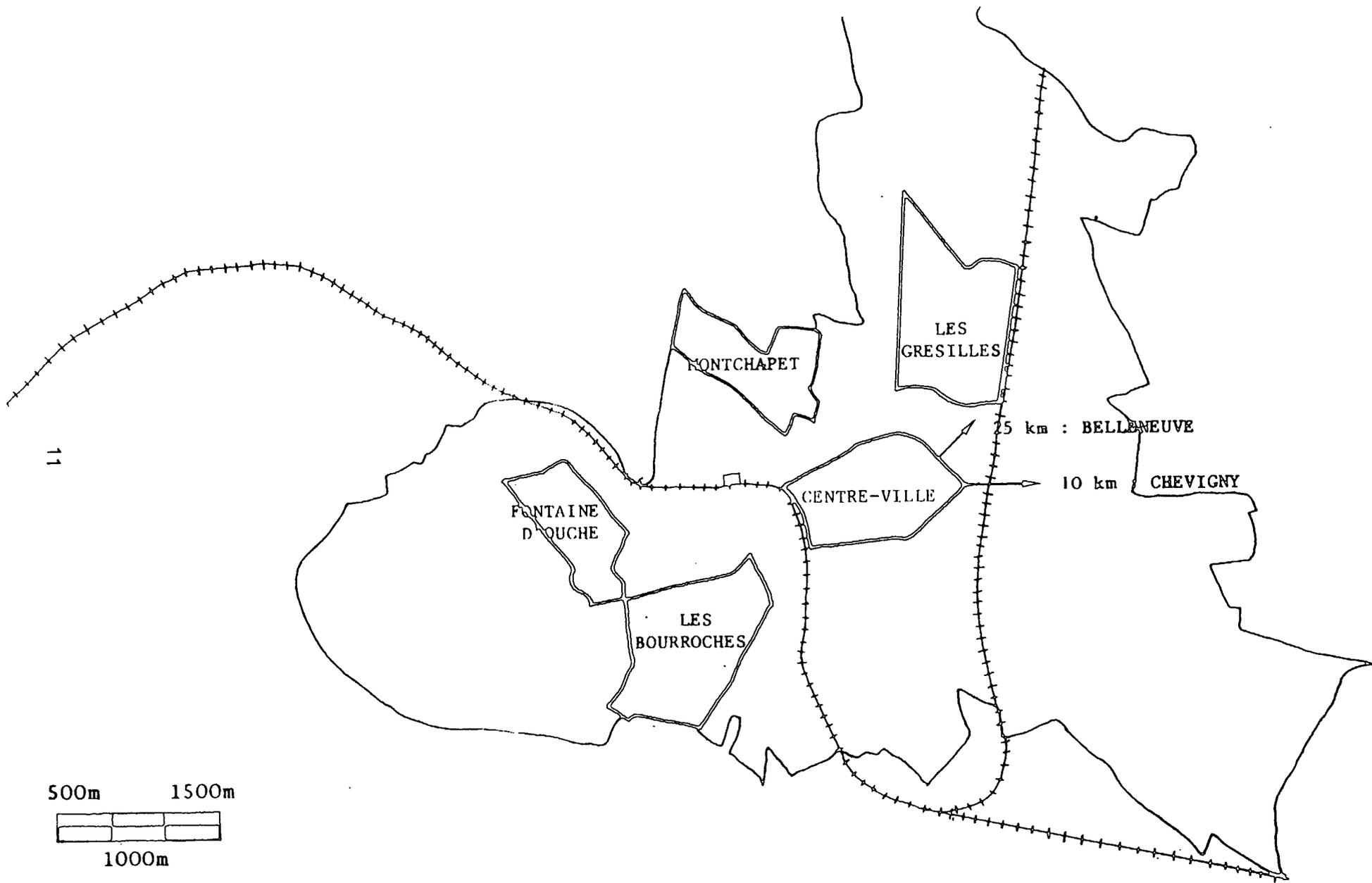
Ainsi que le montre la carte N° 3, les communes périphériques ont une importance particulière. Comme le souligne le rapport introductif, "les analyses qui peuvent être faites de l'enquête ne sont pas représentatives de l'ensemble de l'agglomération dijonnaise" (p. 47).



CARTE N° 1 - ZONES D'ENQUETE L.E.T.

CARTE N° 2 - ZONES D'ENQUETE T.P.E.





CARTE N° 3 - ZONES D'ENQUETE I.R.T.

14. La comparabilité des fichiers

Compte tenu des précisions qui ont été apportées, il n'est pas possible de comparer directement les valeurs issues de ces trois échantillons : les différences dans les méthodes d'enquête l'interdisent. Il est toutefois possible de les rendre comparables en extrayant des sous-échantillons ayant des caractéristiques identiques. Ainsi, en retenant les définitions de Dijon, on a pu extraire un sous-échantillon de 147 personnes de l'enquête lyonnaise, qui sera noté par la suite dans les tableaux LET*. En comparant les résultats obtenus dans les enquêtes de l'IRT et du LET*, les écarts observés peuvent provenir de deux causes ; d'une part un phénomène de variabilité d'échantillonnage -qui est mesurable, et d'autre part la différence de nature des zones urbaines enquêtées. Mais ces écarts ne pourront plus être imputés aux caractéristiques différentes de personnes enquêtées.

Les résultats obtenus dans les enquêtes LET et TPE sont directement comparables, les méthodologies d'enquête étant identiques. Les écarts sont eux aussi imputables aux fluctuations statistiques et à la différence de nature des zones urbaines enquêtées.

En revanche, les écarts que l'on peut observer entre les résultats du LET et de l'IRT d'une part et du LET* et des TPE d'autre part ne sont pas directement comparables car ils cumulent trois sources de variabilité, une variabilité d'échantillonnage, une différence de nature des zones d'études, et une hétérogénéité des caractéristiques des personnes.

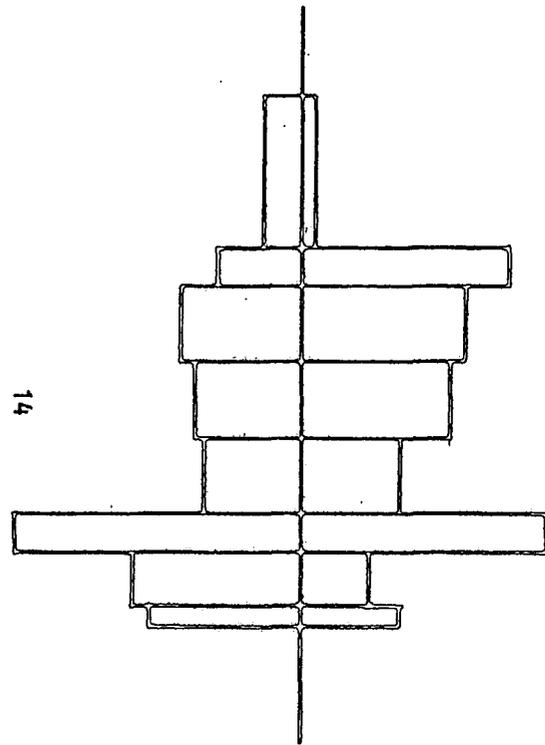
15. Les caractéristiques de structures des échantillons

Même si l'on réduit les échantillons aux seules personnes possédant des caractéristiques comparables, leur inégale répartition en fonction de caractéristiques socio-économiques diverses peut conduire à des écarts dans les valeurs calculées sur la totalité des échantillons. Le sexe, l'âge, l'activité permettent alors d'apprécier le degré de ressemblance des divers échantillons.

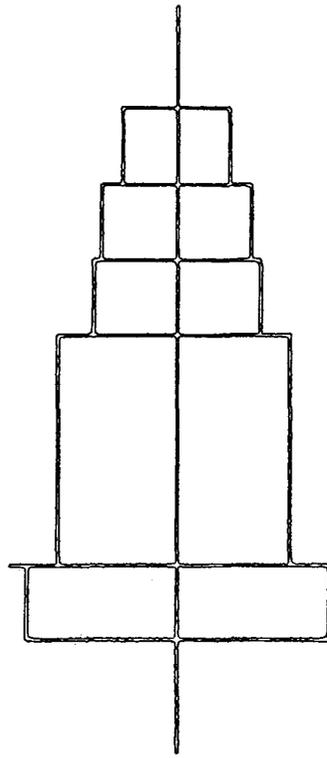
La répartition par sexe ne fait pas apparaître des différences très importantes entre les échantillons : ils ont tous une proportion de femmes comprise entre 51 et 55 %, sauf le fichier IRT qui n'en a que 49 % (voir Annexes

Il est très difficile de comparer les structures par âge des quatre échantillons, en raison des tranches d'âge différentes retenues à Lyon et à Dijon. L'examen des pyramides d'âge du LET et des TPE fait apparaître dans les deux échantillons une sous-représentation des plus de 65 ans et une sur-représentation des 25-30 ans. Dans les tranches d'âge correspondant à la période d'activité, la structure pyramidale est inversée : jusqu'à 40 ans, on a en effet en France les tranches d'âge les plus nombreuses, avec une forte diminution des effectifs aux âges supérieurs, réduction imputable aux déficits de la seconde guerre mondiale. Cette inversion de la pyramide des âges est encore plus accentuée dans l'échantillon TPE (Cf. Graphique n° 1).

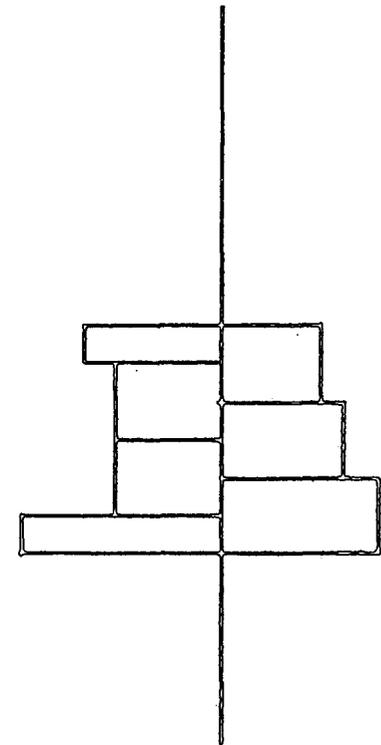
PYRAMIDES DES AGES DES DIVERS ECHANTILLONS



LET TPE



FRANCE



LET* IRT

- 80
- 70
- 60
- 50
- 40
- 30
- 20

En revanche, pour les quelques tranches d'âge concernées, la structure de l'échantillon dijonnais correspond davantage aux caractéristiques de la population française. Pour sa part le sous-échantillon LET* accentue la représentation des plus jeunes et des plus âgés.

La répartition entre actifs ne concerne pas les hommes puisqu'ils sont tous actifs. En revanche le rapport entre femmes actives et femmes inactives varie d'un échantillon à l'autre. Seulement 48 % des femmes sont actives dans l'échantillon TPE, contre 63 et 65 % respectivement dans les échantillons IRT et LET. Ces différences peuvent d'ailleurs correspondre à des particularités des zones urbaines enquêtées.

Une remarque s'impose à l'issue de cette présentation. Les différences de structure n'ont pas été évoquées pour démontrer que tel échantillon n'est pas représentatif d'une population de référence, qui resterait d'ailleurs à préciser. Ces différences, même si elles reflètent bien les caractéristiques démographiques locales, peuvent expliquer des variations dans les valeurs moyennes de la mobilité calculées pour chaque échantillon. A ce titre, elles méritaient d'être soulignées.

2. LES ENQUETES-MENAGES, UN POINT DE REPERE

Avant d'aborder une analyse comparée de la mobilité à partir des trois sources statistiques qui viennent d'être présentées, une présentation rapide des résultats des enquêtes-ménages est instructive, car elle permet de percevoir l'ampleur de la variabilité des mesures de la mobilité, et de fournir un point de repère statistique solide en raison du grand nombre d'enquêtes réalisées.

Dans un intervalle de temps de quatre ans (entre 1976 et 1979), nous disposons de résultats chiffrés comparables sur dix villes dont la population est comprise entre 54000 habitants et un peu plus d'un million. Lyon fait partie des villes enquêtées et les résultats de l'enquête-ménage seront donc par la suite comparés, quand cela sera possible, avec ceux obtenus par le LET ou les TPE. Le tableau n° 4 donne une présentation synthétique des principaux résultats publiés.

La première remarque qui s'impose au vu de ces valeurs est de constater la très grande variabilité de la mobilité d'une ville à l'autre, alors que ces écarts ne s'expliquent que fort peu par des problèmes d'échantillonnage en raison du grand nombre de ménages interrogés : de 4000 à 10000, soit de 10000 à 25000 personnes. C'est à Lille que la mobilité serait la plus faible (2,7) contre 4,0 à Grenoble. Avec une moyenne de 3,3 déplacements quotidiens par habitant, l'écart-type demeure très élevé, de l'ordre de 0,4 déplacement. En prenant une interprétation probabiliste de ces deux dernières valeurs, on peut dire, avec seulement 5 chances sur 100 de faire une erreur, qu'un individu réalise chaque jour entre 2,5 et 4,1 déplacements quotidiens. Ces écarts pourraient s'expliquer par la diversité des équipements des villes (critères objectifs) ou par des pratiques individuelles différentes (critères subjectifs). Or on constate qu'il est difficile de relier ces écarts à des variations de critères objectifs, même si certaines relations semblent se vérifier dans toutes les villes.

Dans toutes en effet, à l'exception de Lille, la mobilité est toujours plus importante dans le centre qu'en périphérie, alors que, nous le verrons, les deux enquêtes lyonnaises donnent un résultat inverse. Seconde constatation, une très

RESULTATS COMPARES DES ENQUETES MENAGE

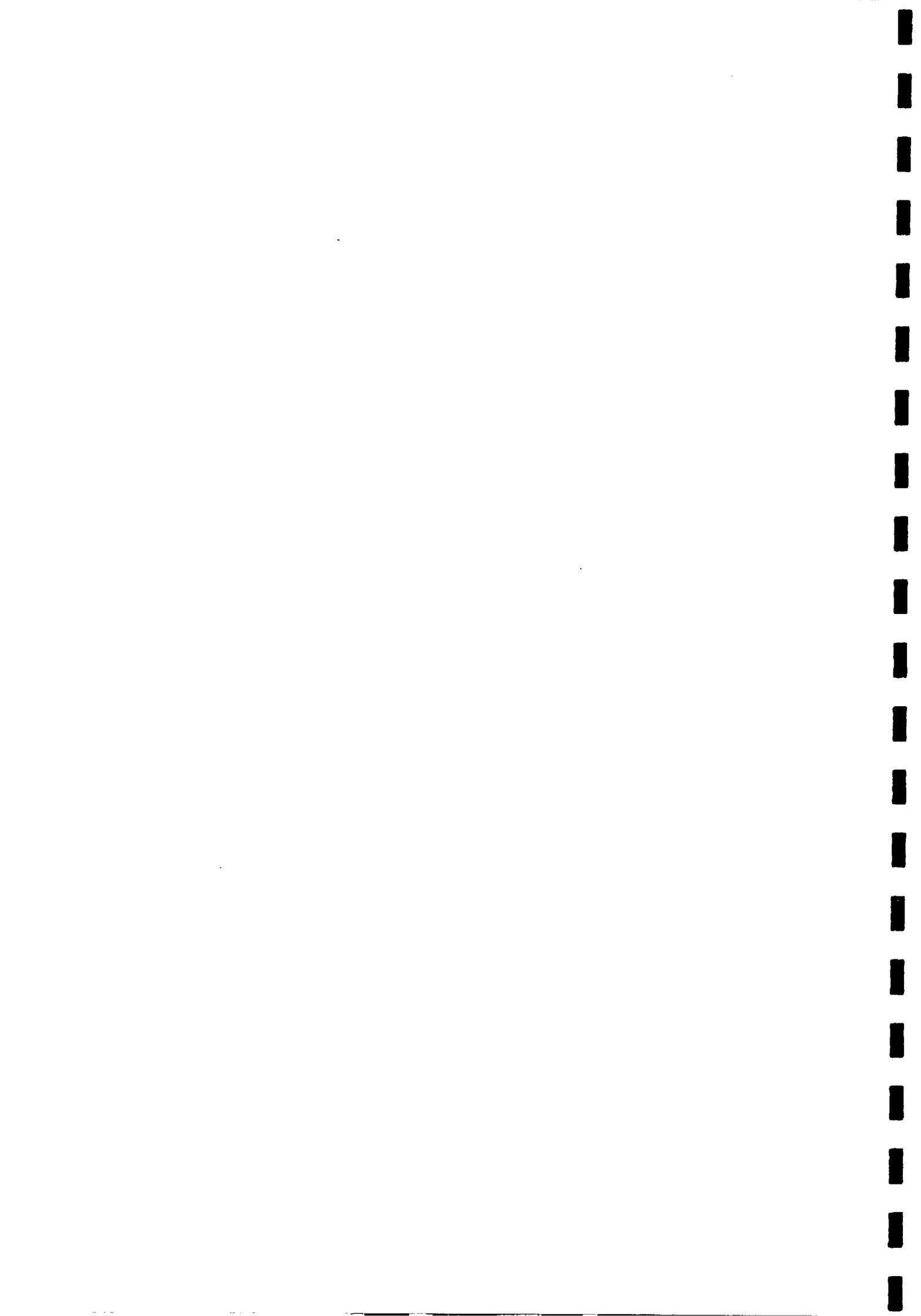
	Lille	Lyon	Marseille	Nancy	Orléans	Toulouse	Evreux	Bordeaux	Grenoble	Amiens
Année enquête	1976	1976	1976	1976	1976	1977	1978	1978	1978	1979
Popul. aggl.(x 1000)	889	1029	930	230	202	541	54	604	371	159
- Taux de motorisation (nombre de VP pour 100 usagers)										
Agglomération	74	84	70	79	97	99	93	97	92	82
Centre	64	67	60	54	67	81	81	73	71	88
Périphérie	82	89	79	83	100	118	96	107	101	82
- Mobilité totale										
agglomération	2,7	3,5	3,7	3,1	3,5	3,0	3,4	2,8	4,0	3,4
Centre	2,7	3,6	3,7	3,2	4,0	3,1	3,7	3,1	4,3	3,8
Périphérie	2,7	3,4	3,6	3,1	3,4	2,9	3,4	2,7	4,0	3,4
- Modes tous motifs (agglomérations) - (déplacements et pourcentages)										
16 MAP	1,0	1,6	1,9	1,4	1,2	0,9	1,2	0,8	1,7	1,4
2 roues	0,3	0,2	0,2	0,2	0,5	0,3	0,3	0,3	0,4	0,3
VP	1,1	1,3	1,2	1,1	1,5	1,4	1,8	1,4	1,6	1,4
TC	0,2	0,4	0,4	0,3	0,2	0,3	0,2	0,3	0,4	0,3
MAP	38%	46%	52%	46%	35%	31%	34%	29%	41%	41%
2 roues	12%	6%	5%	7%	15%	10%	9%	11%	10%	9%
VP	42%	38%	33%	36%	43%	48%	51%	50%	39%	41%
TC	8%	11%	10%	11%	7%	10%	6%	11%	10%	9%
- Motifs tous modes (agglomération) - (déplacements et pourcentages)										
Travail+école	1,2	1,3	1,0	1,3	1,3	1,2	1,3	1,1	1,3	1,2
Autres	1,1	1,6	2,0	1,3	1,5	1,3	1,5	1,3	2,0	1,6
Secondaires	0,3	0,6	0,7	0,5	0,6	0,5	0,6	0,4	0,8	0,6
Travail+école	46%	38%	28%	42%	37%	40%	38%	39%	32%	35%
Autres	42%	45%	53%	42%	44%	43%	44%	46%	49%	47%
Secondaires	12%	16%	19%	16%	18%	17%	18%	14%	20%	18%

bonne substitution semble apparaître entre l'usage de la voiture particulière et l'abandon de la marche à pied. On peut en effet l'approcher par la mesure de la corrélation entre la part des déplacements réalisés à pied et la part de ceux effectués en voiture : le coefficient de corrélation a une valeur de $-0,94$. En revanche la substitution entre les transports en commun et les deux roues est moins nette, puisque le coefficient de corrélation, calculé comme précédemment, est égal à $-0,52$.

La plus ou moins grande mobilité repérable dans les différentes villes n'est que faiblement liée à la taille de la ville ($r = -0,2$). La taille aurait une double influence : elle faciliterait d'une part les déplacements dans la mesure où l'offre est de meilleure qualité, mais d'autre part elle rendrait les déplacements de plus en plus difficiles. Un indice supplémentaire de cette interprétation est fourni par les variations de l'importance du domicile dans les déplacements : on peut la mesurer par la part dans la totalité des déplacements de ceux qui ont leur origine ou leur destination au domicile. On découvre, dans les enquêtes-ménages, que cette part a tendance à croître avec la taille de l'agglomération ($r = 0,41$) : plus la taille de la ville est grande, plus les déplacements se réduisent à des mouvements pendulaires de départ et de retour au domicile.

Enfin, si le taux de motorisation des ménages est explicatif de l'importance de la mobilité de chaque ménage, cette relation ne se vérifie plus au niveau d'une agglomération tout entière. Le coefficient de corrélation entre la mobilité et le taux de motorisation (nombre de véhicules pour 100 ménages) est en effet de $-0,03$ pour l'ensemble des agglomérations ; il prend respectivement les valeurs de $0,19$ et de $-0,18$ si on ne le calcule que pour les centres des villes et pour les périphéries.

Ce rapide aperçu de quelques particularités de la mobilité urbaine montre que ce phénomène se caractérise par une très grande variabilité qui ne s'explique pas facilement par quelques paramètres. Il faudrait donc s'attendre à ce que des écarts encore plus importants apparaissent dès que l'on aura affaire à des échantillons de taille réduite, comme c'est le cas pour les enquêtes de Lyon et de Dijon. En fait on constatera que les écarts observés restent du même ordre de grandeur que ceux mesurés entre les villes par les enquêtes-ménages.



CHAPITRE 2

LES TECHNIQUES STATISTIQUES

La recherche de la compatibilité entre les résultats de diverses enquêtes appelle l'utilisation de certaines techniques statistiques, habituellement regroupées sous le terme générique de tests d'échantillonnage. Mais l'importance de la variabilité du phénomène de mobilité rend ces tests en partie inopérants, car ils conduisent à considérer le plus souvent comme compatibles les valeurs comparées. C'est pourquoi nous ferons appel à d'autres techniques qui privilégient certaines structures des échantillons et non plus seulement des valeurs moyennes ou des fréquences.

L'ensemble de ces techniques statistiques est largement utilisé, et leur présentation et leur critique ont déjà été suffisamment faites pour qu'il ne soit pas nécessaire d'y revenir longuement. C'est pourquoi cette présentation ne se donne comme but que d'être un aide-mémoire destiné à faciliter la lecture des chapitres suivants qui présenteront une analyse reposant sur les résultats issus de ces techniques statistiques.

1. Les tests d'échantillonnage

Tous les tests présentés ici reposent sur les hypothèses suivantes. On suppose une population de taille infinie : des individus en sont extraits de façon aléatoire, tous les individus ayant la même probabilité d'être choisis. Pour une variable donnée, la moyenne et l'écart-type calculés pour l'échantillon sont des variables aléatoires dont on peut, sous certaines conditions, préciser la loi de probabilité. De même la fréquence moyenne d'apparition d'un caractère est une variable aléatoire.

Si la taille de l'échantillon est grande par rapport à la taille de la population on introduit, en toute rigueur un terme correcteur, car la probabilité pour un individu d'être tirée augmente au fur et à mesure que l'échantillon est constitué. Nous n'utiliserons pas ce terme correcteur en raison de la taille importante des populations de référence.

Si la taille de l'échantillon est suffisante (en pratique supérieure à 30), la moyenne ou la fréquence calculées sur un échantillon suivent une loi normale. On peut ainsi associer à toute valeur de la fréquence ou de la moyenne une probabilité d'être ou de ne pas être dépassée. On retient habituellement un seuil de 5 % correspondant à la valeur 2 d'une loi normale centrée réduite : une variable aléatoire de moyenne nulle et d'écart-type égal à l'unité n'a que 5 % de chance de dépasser la valeur 2,0 ou d'être inférieure à - 2,0.

La méthode consistera donc à calculer, pour comparer des moyennes ou des fréquences, la valeur de la variable centrée réduite. Si celle-ci est comprise entre - 2,0 et + 2,0, les moyennes et les fréquences ne peuvent pas être considérées comme significativement différentes. Les écarts constatés peuvent être dans ce cas imputés aux seules fluctuations d'échantillonnage, c'est-à-dire au fait que tel individu plutôt que tel autre a été inclus dans l'échantillon.

11. Comparaison de fréquences

Si les individus enquêtés peuvent présenter ou non un caractère déterminé, on peut calculer pour l'ensemble de la population et pour l'échantillon la proportion d'individus qui présentent ce caractère.

Pour un échantillon de taille n , cette fréquence est une variable aléatoire normale de moyenne p et d'écart-type $\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$ où p est la proportion d'individus qui présentent ce caractère dans la population.

Mais le plus souvent la valeur de p est Inconnue. On l'estime alors par la proportion d'individus de l'échantillon qui présentent ce caractère.

Pour un caractère dont la probabilité d'apparition dans une population est égale à p , il y a 95 % de chances que la valeur f , fréquence de ce caractère dans un échantillon aléatoire, soit comprise entre les deux bornes :

$$f_1 = p - 2\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \quad \text{et} \quad f_2 = p + 2\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

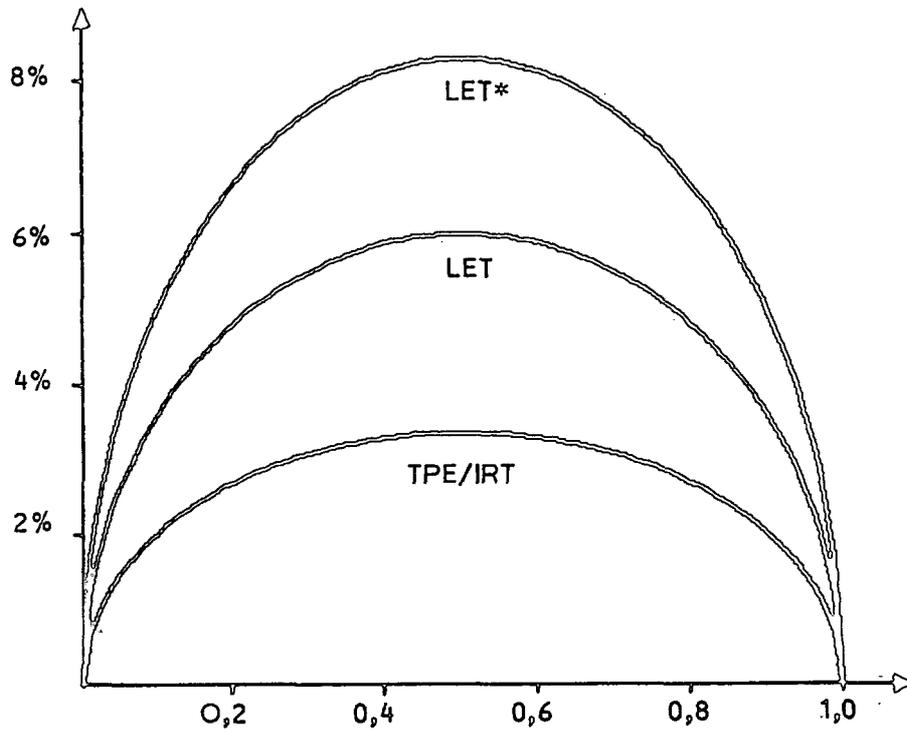
L'intervalle de confiance ainsi obtenu est une fonction de p . Il a une amplitude maximale pour $p = 0,5$. Comme les échantillons étudiés ont des tailles différentes, l'amplitude de l'intervalle de confiance dépendra de la valeur de p et de la taille de l'échantillon.

Intervalle de confiance des échantillons au seuil de 5. %

Echantillons p	LET	LET*	TPE	IRT
0,1 et 0,9	± 3,6%	± 4,9%	± 2,0%	± 2,0%
0,2 ou 0,8	± 4,8%	± 6,6%	± 2,7%	± 2,7%
0,3 ou 0,7	± 5,4%	± 7,6%	± 3,1%	± 3,1%
0,4 ou 0,6	± 5,8%	± 8,1%	± 3,3%	± 3,3%
0,5	± 5,9%	± 8,2%	± 3,3%	± 3,3%

On peut aussi représenter la précision des estimations à l'aide des abaques suivantes :

Intervalle de confiance au seuil de 5 %



Le plus souvent on ne connaît pas les paramètres de la population et l'on ne dispose que des indications fournies par les deux échantillons. La question est alors de savoir si les fréquences observées dans les deux échantillons sont compatibles avec l'hypothèse qu'ils sont extraits d'une même population, ou, ce qui est équivalent, de deux populations ayant des caractéristiques identiques.

Si la taille des deux échantillons n'est pas trop petite, la différence entre les fréquences de chaque échantillon est une variable aléatoire normale de moyenne nulle et d'écart-type

$$\sigma_{\Delta f} = \sqrt{\sigma_{f_1}^2 + \sigma_{f_2}^2}$$

Comme la valeur p de la population est inconnue, on l'estime par la moyenne des fréquences des échantillons pondérées par leur taille :

$$\hat{p} = \frac{n_1 f_1 + n_2 f_2}{n_1 + n_2}$$

L'écart-type de la différence peut alors être noté :

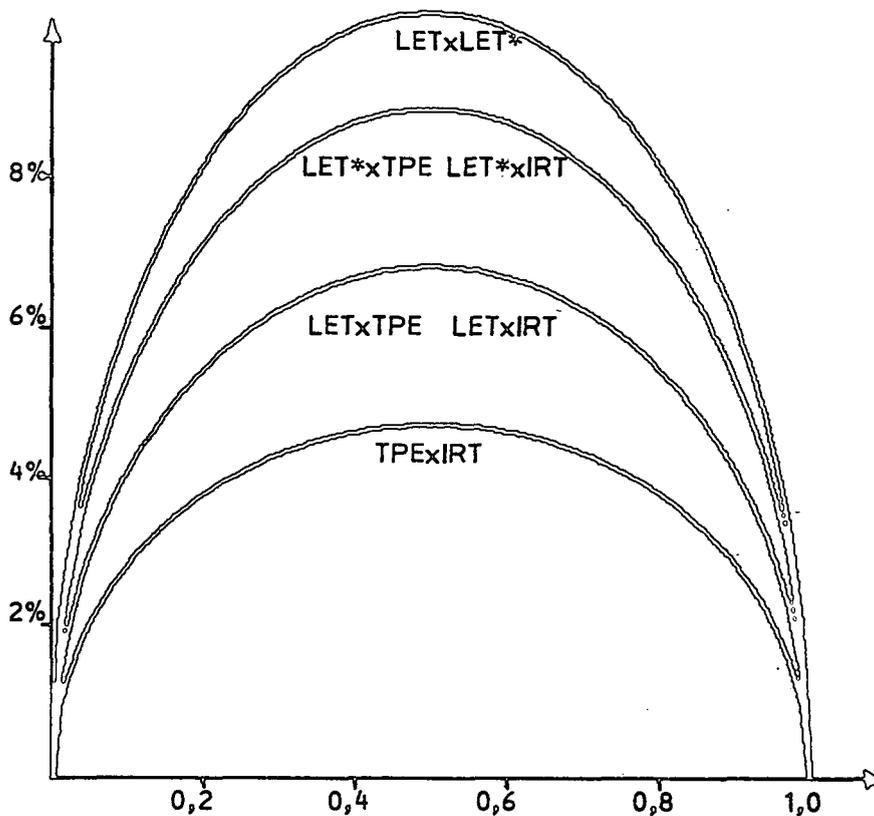
$$\sigma_{\Delta f} = \sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})} \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}$$

Connaissant la taille des divers échantillons, on peut construire un tableau précisant l'intervalle de confiance correspondant à la comparaison de chaque échantillon avec tous les autres.

Intervalle de confiance de la différence
des fréquences de deux échantillons au seuil de 5 %

Echantillons	P	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
		0,9	0,8	0,7	0,6	0,5
LET x LET*		± 6,1%	± 8,1%	± 9,3%	± 10,0%	± 10,2%
LET x TPE		± 4,1%	± 5,4%	± 6,2%	± 6,7%	± 6,8%
LET x IRT		± 4,1%	± 5,5%	± 6,2%	± 6,7%	± 6,8%
LET* x TPE		± 5,3%	± 7,1%	± 8,1%	± 8,7%	± 8,9%
LET* x IRT		± 5,3%	± 7,1%	± 8,2%	± 8,7%	± 8,9%
TPE x IRT		± 2,8%	± 3,8%	± 4,3%	± 4,6%	± 4,7%

De même que précédemment on peut construire des abaques donnant l'amplitude de l'intervalle de confiance pour tous les couples d'échantillon.



12. Comparaison de moyennes

Lorsqu'on mesure sur une population une variable continue, la moyenne d'un échantillon obtenu par tirage aléatoire est elle-même une variable aléatoire normale, dont la moyenne est la moyenne de la population et l'écart-type celui de la population pondéré par la taille de l'échantillon.

$$\sigma_m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

On peut ainsi construire un intervalle de confiance comme précédemment. Il y a 95 chances sur 100 que la moyenne d'un échantillon tiré d'une population de moyenne m soit comprise entre deux bornes m_1 et m_2 :

$$m_1 = -2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \text{ et } m_2 = +2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Lorsque la moyenne de la population est inconnue, on l'estime à partir de la moyenne de l'échantillon. L'écart-type de la moyenne d'un échantillon devient alors :

$$\sigma_m = \frac{s}{\sqrt{n-1}}$$

Lorsque la moyenne de la population est inconnue et que l'on cherche à comparer deux échantillons de moyenne m_1 et m_2 et de taille n_1 et n_2 , la différence entre les moyennes est une variable aléatoire normale dont la moyenne est nulle et l'écart-type donné par la formule ci-dessous :

$$\sigma_{\Delta m} = \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1-1} + \frac{s_2^2}{n_2-1}} \text{ où } s_1 \text{ et } s_2 \text{ sont les écarts types des deux échantillons.}$$

13. L'influence du tirage par grappe

Pour pouvoir utiliser ces formules, il est nécessaire d'avoir affaire à un échantillon constitué par tirage aléatoire des individus. Cette condition est vérifiée pour l'enquête de Dijon réalisée par l'IRT. En revanche, elle ne l'est pas pour les deux échantillons lyonnais constitués par le LET et les TPE. En effet, dans ces deux derniers cas, il s'agit d'un tirage par grappe puisque, dès qu'un ménage est choisi, tous les individus du ménage sont enquêtés.

Ce phénomène de grappe introduit un facteur d'hétérogénéité supplémentaire qui doit être pris en compte dans le calcul des variances. En revanche, il n'a aucune influence sur la valeur des moyennes calculées sur l'ensemble des personnes. On peut alors retenir comme valeur la variance de la moyenne d'un échantillon, non plus σ/\sqrt{n} , mais l'approximation suivante ("Éléments pour évaluer la précision obtenue dans l'estimation des indicateurs donnés par les enquêtes", CETUR 1977, page 10).

$$\sigma_m^2 = \frac{1}{n_M (n_M - 1)} \sum_{i=1}^{n_M} \left(\frac{N_i}{N} \right)^2 (M_i - m)^2$$

où les notations suivantes ont été retenues :

- n_M = nombre de ménages de l'échantillon,
- N_i = taille du ménage i ,
- \bar{N} = taille moyenne des ménages de l'échantillon,
- M_i = nombre moyen de déplacements par personne du ménage i ,
- m = nombre moyen de déplacements par personne de l'échantillon.

Cette valeur a été calculée sur quatre échantillons du LET pour estimer la variabilité de la mobilité :

- sur le fichier 1978 de 283 personnes et de 133 ménages,
- sur un fichier constitué de façon identique en 1979 et qui rassemble 185 personnes de 89 ménages,
- sur le fichier qui rassemble les personnes enquêtées en 1978 et 1979 et qui comprend 171 personnes de 89 ménages.

Les calculs effectués sur les déplacements par personne ont donné deux valeurs pour l'écart-type de la moyenne ; la première correspond à l'hypothèse (fausse) d'un tirage aléatoire des individus ; la seconde (exacte) à un tirage aléatoire des ménages, c'est-à-dire un tirage en grappe des individus.

Mobilité par personne

Echantillons	Ecart-type de la moyenne		Moyenne
	Tirage aléatoire des individus	Tirage par grappe des individus	
1878-283 personnes	0,132	0,152	3,901
1979-185 personnes	0,189	0,212	4,119
1978-117 personnes	0,178	0,196	3,883
1979-117 personnes	0,201	0,222	4,146

On constate que le respect de l'hypothèse d'une constitution des échantillons par grappe conduit à accroître l'intervalle de confiance. Autrement dit, si la vraie valeur de l'écart-type est fournie par la formule qui tient compte de la structure en grappe, l'utilisation de l'autre formule, pour des raisons de facilité de calcul modifie le seuil de risque. Au lieu d'être de 5 % comme annoncé, il est respectivement pour les quatre échantillons de 8,9 %, 7,5 %, 6,9 % et 7 % avec des valeurs centrées réduites comprises entre 1,70 et 1,82 au lieu de 1,96.

En pratique nous n'utiliserons pas cette formule qui respecte la structure de grappe pour des raisons de simplicité de calcul. Les résultats ci-dessus montrent en effet que le choix de la formule la plus simple conduit à rejeter l'hypothèse d'une population unique de référence dans moins de 5 % des cas.

14. L'utilisation des tests

L'objet de cette recherche est de vérifier la compatibilité des résultats obtenus dans l'enquête LET avec les autres enquêtes présentées. Cette vérification peut être abordée au moyen des tests sur les fréquences ou sur les moyennes, en faisant l'hypothèse que ces échantillons appartiennent à une même population. Si l'écart observé est compris entre les bornes de l'intervalle de confiance au seuil de 5 %, ou -ce qui est équivalent- si la valeur centrée réduite de cet écart est inférieure à 2, on en conclura que cet écart peut s'expliquer par les seules fluctuations d'échantillonnage. Dans ce cas il n'y a aucune raison de rejeter l'hypothèse que ces deux échantillons appartiennent à des populations ayant les mêmes caractéristiques.

Cette technique de l'intervalle de confiance est toutefois insuffisante dans notre démarche et peut même présenter des dangers. Montrons-le sur l'exemple de la mobilité par sexe. Dans tous les échantillons la mobilité des hommes peut être supérieure à la mobilité des femmes, et cependant l'écart entre les deux peut être toujours compris dans l'intervalle de confiance. Dans ces conditions, d'une part les tests d'échantillonnage conduiraient à conclure qu'il n'y a pas de différence significative entre la mobilité des hommes et celle des femmes, mais d'autre part la régularité de l'écart positif au profit des hommes inciterait à conclure que les hommes sont plus mobiles que les femmes.

2. Les tests non paramétriques

Cette insuffisance des tests statistiques nous a conduit à mettre en oeuvre d'autres techniques, d'une part des tests sur les distributions, d'autre part un test sur les rangs. Ces tests ont en commun de ne pas s'en tenir à l'examen des valeurs probables d'un seul paramètre, moyenne ou fréquence.

21. Le test du khi 2

211. Présentation générale

Fondamentalement, le khi 2 est fondé sur les propriétés suivantes : une somme des variables aléatoires indépendantes centrées réduites élevées au carré suit une loi de probabilité dite du khi 2, dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre d'éléments de la somme. En termes géométriques, cette loi donne la probabilité pour un vecteur de rang n, composé de n variables aléatoires indépendantes normées, de se trouver, dans un espace à n dimensions, à l'intérieur d'une hypersphère dont le carré du rayon est donné.

On peut utiliser cette propriété pour comparer des observations à une norme. Si l'on dispose de n valeurs de variables normales indépendantes, on peut calculer la probabilité pour que la somme de leurs carrés soit comprise entre 0 et la valeur observée.

Lorsque l'on a deux vecteurs aléatoires X et Y on montre que, quelle que soit leur loi de probabilité, si leurs composantes sont indépendantes, la variable

$$\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - y_i)^2}{y_i}$$

suit une loi de khi 2 à n degrés de liberté, sous la condition $\sum x_i = \sum y_i$. S'il existe un nombre m de relations entre les x_i , le nombre de degrés de liberté devient alors $n - m$.

On vérifie aisément ces propriétés à l'aide des tables de loi normale et de khi 2. La probabilité qu'une variable aléatoire x, normale, soit supérieure ou inférieure à 1,96 est de 5 %. La probabilité pour que χ^2 soit supérieure à $1,96^2$ est bien de 5 % comme le montre la table de khi 2 à un degré de liberté.

212. Les utilisations

Une première utilisation du khi 2 concerne la comparaison de deux distributions. En effet il est possible de donner une valeur limite, associée au seuil de 5 %, à la valeur de la variable

$$\chi^2 = \sum_i \frac{(x_i - y_i)^2}{y_i} \quad \text{avec} \quad \sum x_i = \sum y_i$$

Si la somme calculée est inférieure à la limite, on peut admettre l'hypothèse que ces deux distributions sont identiques aux fluctuations d'échantillonnage près.

Dès que l'on compare deux distributions en pourcentage, on peut écrire la variable précédente sous la forme :

$$\chi^2 = N \sum_i \frac{(f_i - p_i)^2}{p_i}$$

avec les notations suivantes :

f_i : fréquence observée dans l'échantillon,

p_i : fréquence dans la population de référence,

N : taille de l'échantillon.

On constate donc que, comme pour les tests d'hypothèse sur les moyennes ou les fréquences, la taille de l'échantillon a une grande influence. Si l'échantillon est petit, quels que soient les écarts observés entre les fréquences, la probabilité que le khi 2 dépasse la valeur limite est très faible : on est alors conduit à considérer les différences observées comme non significatives.

Les propriétés des moyennes d'échantillon évoquées précédemment conduisent à un second type d'utilisation du khi 2. En effet, connaissant la dispersion des moyennes dont on sait qu'elles suivent une loi normale, on peut les transformer en des variables qui suivent une loi normale réduite. On peut donc associer la somme de leurs carrés à une loi de probabilité sous réserve qu'elles soient indépendantes. On peut alors distinguer plusieurs situations si l'on a plusieurs échantillons eux-mêmes subdivisés en groupes. Pour chacun des groupes on peut calculer les moyennes et leur écart-type. On disposait alors du tableau-type suivant.

	Echantillon 1... moy.taille.é.type	Echantillon J... m n s	Echantillon m m n s	
Groupe 1				
Groupe 2				
Groupe i		$m_{ij} \quad n_{ij} \quad s_{ij}$		$m_{i.} \quad n_{i.} \quad s_{i.}$
Groupe n				
	$m_{.1} \quad n_{.1} \quad s_{.1}$	$m_{.j} \quad n_{.j} \quad s_{.j}$		$m_{..} \quad n_{..} \quad s_{..}$

En considérant, pour un groupe donné, les moyennes d'échantillon comme des variables aléatoires, on peut obtenir des valeurs centrées réduites et calculer un khi 2 :

$$\chi^2 = \sum_j \left(\frac{m_{ij} - m_{i.}}{s_{ij} / \sqrt{n_{ij}}} \right)^2$$

Dans la mesure où il existe une relation entre les m_{ij} puisque $m_{i.} = \frac{1}{n_{i.}} \sum_j n_{ij} m_{ij}$, on a affaire à un khi 2 à $m-1$ degrés de liberté.

De façon symétrique on peut calculer un khi 2 pour chaque échantillon, dont le nombre de degrés de liberté est égal à $n-1$. Dans les deux cas les variables obtenues sont indépendantes et rendent possible l'utilisation d'un khi 2.

En revanche si, à l'aide du tableau précédent, on calcule les valeurs centrées réduites des écarts entre les moyennes, on obtient bien des variables normales de moyenne nulle et d'écart type unitaire, mais elles ne sont plus indépendantes.

$$\text{Si l'on note } t_{ij} = \frac{m_{.i} - m_{.j}}{\sqrt{\frac{s_{.i}^2}{n_{.i}-1} + \frac{s_{.j}^2}{n_{.j}-1}}} = \frac{m_{.i} - m_{.j}}{\sigma_{ij}}$$

$$\text{On montre que } t_{ik} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_{ik}} t_{ij} + \frac{\sigma_{jk}}{\sigma_{ik}} t_{jk}$$

Dans le tableau des t_{ij} de taille $m \times m$, on a les propriétés suivantes :

1. $t_{ij} = -t_{ji}$ pour $i \neq j$
2. $t_{ii} = 0$

Dans ces conditions il suffit de connaître les $m-1$ t_{ij} de la première ligne pour en déduire tous les autres. Mais ces $m-1$ valeurs ne sont pas indépendantes, car la covariance entre t_{ij} et t_{jk} n'est pas nulle, comme on peut le montrer.

On n'a donc pas le droit de calculer un khi 2 à partir de ces tableaux de variables centrées réduites, sauf à renoncer à associer à cette valeur une probabilité. Dans ce cas, il ne s'agit que de la somme des carrés des écarts par rapport à zéro. Il peut alors jouer le rôle d'Indicateurs de dispersion, à la condition que les tableaux comparés soient composés selon les mêmes règles.

Cette technique permet ainsi d'accepter ou de refuser l'hypothèse que deux échantillons sont issus d'une population identique, en fonction des écarts mesurés entre deux distributions.

Le khi 2 a ainsi un double intérêt : il permet de calculer des indices de similarité de deux distributions, il permet en outre d'utiliser cette mesure dans le cadre d'une interprétation probaliste.

22. Le coefficient de corrélation de rangs

La faible taille des échantillons conduit le plus souvent à des intervalles de confiance très larges, et donc à considérer comme non dissemblables ces échantillons malgré les écarts qui peuvent apparaître. De plus ce n'est pas parce qu'un écart entre deux valeurs fournies par deux échantillons est explicable par des fluctuations d'échantillonnage qu'il n'est pas significatif de différences de comportements.

Reprenons l'exemple évoqué précédemment. Dans l'échantillon du LET, l'intervalle de confiance pour la mobilité est compris entre 3,5 déplacements quotidiens et 4,3 avec une moyenne de 3,9. Les hommes ont une mobilité de 4,0 et les femmes de 3,8. On devrait donc en conclure qu'il n'y a pas de différence significative entre la mobilité des hommes et celle des femmes. Or il se trouve que dans tous les échantillons, la mobilité des hommes est supérieure à celle des femmes. Il y a là une indication que l'on ne peut pas négliger.

C'est pourquoi nous attacherons une grande importance aux ordres que l'on peut établir pour certaines variables. Il existe d'ailleurs des instruments qui permettent de comparer deux classements des mêmes individus. Nous avons retenu le coefficient de corrélation de rang de SPEARMAN, qui est noté :

$$r = 1 - \frac{6}{N(N^2 - 1)} \sum (R_{1i} - R_{2i})^2$$

où N est le nombre d'individus classés,

R_{1i} , le rang de l'individu i dans le premier classement,

R_{2i} , le rang de ce même individu dans le second classement.

Si les deux classements sont identiques, $r = 1$, et si les deux classements sont l'inverse l'un de l'autre, $r = -1$. S'il n'y a aucune relation entre les deux classements, $r = 0$.

Cette technique permet de tester si des ordres identiques apparaissent dans divers échantillons, et ce malgré l'imprécision des valeurs mesurées imputable à la faible taille de ces échantillons.

Ce coefficient de corrélation peut aussi être utilisé dans une interprétation probabiliste où l'on teste l'hypothèse $r = 0$. Cette hypothèse sera vérifiée tant que la valeur observée de r est comprise entre les deux bornes d'un intervalle de confiance. Pour les classements où le nombre d'individus est supérieur à 10, on peut approximer la loi de probabilité de r par une loi normale de moyenne nulle et d'écart $1/\sqrt{n-1}$. Mais si la taille est inférieure à 10, la loi de probabilité s'écarte notablement de la loi normale et n'a pas été tabulée.

CONCLUSION

Nous disposons en définitive d'une batterie de tests largement utilisés. Mais nous verrons très vite que leur sensibilité à la taille des échantillons les rend inopérants pour les échantillons qui ne comportent qu'une centaine d'individus. Ils ne peuvent mettre en évidence que les différences les plus grossières, qu'un premier coup d'oeil avait repérées d'emblée.

Les tests de structures, et tout particulièrement de rang, sont plus efficaces dans la mesure où ils permettent de dégager des régularités.

En définitive, c'est le statut scientifique des échantillons de petite taille qui est posé. Trop petits pour fournir des estimations précises, sont-ils voués à ne servir que de base au discours subjectif du chercheur ? L'étude des résultats de la comparaison des échantillons nous permettra de proposer des éléments de solution à cette question redoutable.



CHAPITRE 3

LA MOBILITE GLOBALE

La mobilité globale est l'ensemble des déplacements réalisés par une personne pendant une journée ouvrée banale. Elle peut être approchée de façon très synthétique en un premier temps, en s'en tenant aux valeurs moyennes, tous individus confondus, calculées sur les quatre échantillons.

Dans un second temps, il est possible de préciser l'influence que peuvent avoir sur cette mobilité globale, diverses variables socio-économiques, telles le sexe, l'activité ou la présence de jeunes enfants.

1. La mobilité globale

Les valeurs moyennes de la mobilité varient dans des proportions importantes selon les échantillons, et ces valeurs paraissent éloignées des résultats de l'enquête-ménage réalisée à Lyon en 1976. Mais avant de procéder à des comparaisons, il faut opérer certains redressements.

Pour des raisons d'homogénéité, il faut corriger la valeur de la mobilité fournie par l'enquête-ménage. Elle recense en effet tous les déplacements des individus de plus de 5 ans, mais la mobilité est calculée en divisant ce nombre par la population totale : les enfants de 0 à 5 ans représentent environ 7 % de la population. Il faut donc introduire un coefficient de majoration de l'ordre de 1,075.

De même les résultats de l'IRT ne sont pas directement comparables à ceux de Lyon puisqu'ils ne concernent pas une population identique. Il est possible d'obtenir des valeurs redressées, qui ne sont en fait que des ordres de grandeur, en ne retenant dans les échantillons LET et TPE que les âges enquêtés à Dijon. On obtient ainsi deux tableaux correspondant l'un aux résultats de Lyon, l'autre à ceux de Dijon, dans lesquels les valeurs de la mobilité sont relativement comparables.

Mobilité des échantillons de Lyon

	Moyenne		Ecart-type
	brute	corrigée	
LET	3,9	3,9	2,2
TPE	4,0	4,0	2,4
EM76	3,5	3,7	-

Mobilité de l'échantillon de Dijon

	Moyenne		Ecart-type
	brute	corrigée	
IRT	4,6	4,6	2,4
LET*	4,3	4,3	2,3
LET	3,9	4,3	2,2
TPE	4,0	4,3	2,4

Avant toute analyse probabiliste, la première constatation qui s'impose est que l'importance des écarts entre les valeurs brutes s'explique en grande partie par la nature des échantillons enquêtés. La correction resserre notablement ces écarts. Il n'en reste pas moins que des différences subsistent, par exemple de 0,2 à 0,3 déplacements quotidiens entre les résultats de l'enquête ménage 76 et les enquêtes LET et TPE de 1978. La valeur plus faible de l'enquête ménage peut s'expliquer par l'accroissement de la mobilité en 1976 et 1978. Les valeurs mesurées dans d'autres villes sur plusieurs années permettent de situer l'augmentation entre 0,5 % et 3 % par an. Dans ces conditions la mobilité 1976 de l'enquête ménage se situerait en 1978 entre 3,7 et 3,9 déplacements quotidiens. Une seconde raison peut expliquer la valeur plus faible de l'enquête ménage : le mode de recueil des renseignements peut conduire (mais c'est une hypothèse) à omettre davantage de déplacements lorsqu'on ne consigne qu'eux que lorsque l'on décrit la totalité de la journée.

Grâce à la connaissance des écarts-types, il est possible de calculer la valeur centrée réduite de l'écart entre les moyennes de chaque échantillon. Si celle-ci est inférieure à 2, on peut admettre que l'écart entre les valeurs moyennes des échantillons considérés peut s'expliquer par les seules fluctuations d'échantillonnage.

Valeurs réduites des écarts entre les moyennes

	LET*	TPE	IRT
LET	1,73	0,66	4,56
LET*		1,47	1,45
TPE			5,46

L'échantillon de Dijon se distingue très nettement des autres : les modalités d'enquête expliquent à elles seules ces différences. Le fichier LET*, reconstitué à partir du LET pour être comparable à celui de l'IRT, se situe dans une position intermédiaire qui le rend déjà comparable au fichier IRT, mais pas très différent de son fichier d'origine.

Si l'on calcule ces mêmes valeurs centrées réduites des écarts entre la valeur de la mobilité à Dijon et les valeurs corrigées des échantillons lyonnais, on obtient les résultats suivants.

Valeurs réduites des écarts entre les moyennes corrigées

	LET	LET*	TPE
IRT	1,95	1,45	2,73

La forte valeur de la mobilité dijonnaise ne s'explique pas par les seuls aléas de l'échantillonnage. Les valeurs centrées réduites, à la limite de l'acceptation pour le LET et le LET*, ne s'expliquent que par les faibles tailles des échantillons.

La valeur du khi 2 calculée en faisant la somme des carrés des écarts réduits, de la mobilité de chaque échantillon, confirme ces remarques. Pour l'ensemble des échantillons la valeur est de 32,00 alors que la valeur limite au seuil de 5 % est 7,82. Les résultats bruts apparaissent donc globalement comme incompatibles. Même lorsqu'on retient les valeurs corrigées, on trouve 9,51 pour une valeur limite toujours de 7,82. Il y aurait donc bien un comportement de mobilité spécifique à Dijon.

Cette première conclusion n'est pas contradictoire avec l'analyse sommaire que nous avons faite des résultats de l'enquête ménage. Si l'on admet que l'écart-type (inconnu pour ces enquêtes) est de l'ordre de 3 déplacements, ce qui est une estimation par excès, on constate que la plupart des résultats sont significativement différents. Comme les échantillons ont tous une taille supérieure à 10 personnes, il suffit en effet que l'écart entre les mobilités soit supérieur à 0,08 déplacement quotidien pour que l'on puisse considérer les résultats comme significativement différents. Cette condition est remplie dans tous les cas, sauf entre les villes d'Amiens, d'Evreux, de Lyon et d'Orléans qui ont toutes la même mobilité située autour de 3,45 déplacements quotidiens.

Peut-on tenter de donner des explications de ces futures variations de la mobilité entre les quatre échantillons ? Seule une étude fine des particularités urbaines de chaque ville pourrait le permettre, mais il n'en demeure pas moins possible d'avancer des essais d'interprétation.

Les structures par âge expliquent une bonne partie des variations puisque le redressement effectué avait ramené la valeur du LET et de TPE de 3,9 et 4,0 à 4,3, les rapprochant ainsi des 4,6 de Dijon. Les différences dans les structures d'activité n'expliquent pas l'écart qui subsiste. Bien que le tableau suivant montre une prédominance des hommes actifs à Dijon, catégorie dont on sait qu'elle est la plus mobile, cette différence n'entraîne pas de variation notable de la mobilité totale.

Répartition par sexe et activité (en %)

	LET	LET*	TPE	IRT
Hommes actifs	47,3	49,0	48,5	51,0
Femmes actives	33,8	29,2	24,6	30,8
Femmes inactives	18,4	21,8	26,9	18,2

Pour le montrer, on peut calculer une mobilité théorique à partir des mobilités recensées de chacune de ces catégories dans les divers échantillons pondérées par leur poids donné dans le tableau précédent. Le tableau suivant montre une grande homogénéité des résultats.

Mobilités globales théoriques des divers échantillons

Source	LET	LET*	TPE	IRT
LET	4,03	4,07	4,11	4,05
TPE	4,32	4,32	4,34	4,30
IRT	4,51	4,54	4,58	4,54

Il faut donc admettre une spécificité des résultats dijonnais, dont on peut penser qu'elle reflète des comportements de mobilité propres à cette ville qui pourraient tenir au statut de ville moyenne de Dijon. Cette particularité ne serait qu'un cas supplémentaire de celles mises en évidence par les différentes enquêtes ménages.

2. La mobilité des hommes et des femmes

La comparaison des valeurs de la mobilité par sexe conduit à poser deux questions : les valeurs obtenues pour les hommes (et pour les femmes) sont-elles compatibles dans les divers échantillons ? Et la différence de mobilité entre les sexes est-elle toujours significative dans chaque échantillon ?

Le tableau suivant donne les principaux résultats qui serviront de base aux analyses ultérieures.

Mobilité par sexe

	Hommes			Femmes			Total		
	m	n	s	m	n	s	m	n	s
LET	4,0	127	2,2	3,8	156	2,2	3,9	283	2,2
LET*	4,5	72	2,5	4,1	75	2,1	4,3	147	2,3
TPE	4,8	458	2,2	4,5	440	2,5	4,6	898	2,4
IRT	4,3	476	2,4	3,7	545	2,4	4,0	1021	2,4
Total	4,5	1133	-	4,0	1216	-	4,2	2349	-
Khi 2	18,30			27,51			32,00		

21. La compatibilité des résultats par sexe

La question n'est pas de savoir dans ce premier temps, si les hommes sont plus mobiles que les femmes, mais de vérifier si les mobilités moyennes de chaque échantillon, pour les hommes et pour les femmes, sont compatibles. Pour cela, il est possible de calculer la valeur centrée réduite des écarts entre les valeurs de chaque échantillon, d'une part pour les hommes, et d'autre part pour les femmes.

Valeurs centrées réduites des écarts entre les moyennes

Hommes				Femmes			
	LET*	TPE	IRT		LET*	TPE	IRT
LET	1,41	1,33	3,61	LET	1,00	0,49	3,28
	LET*	0,63	0,96		LET*	1,51	1,47
		TPE	3,32			TPE	5,08

Ces valeurs ne font que confirmer les remarques faites à partir des résultats globaux. L'échantillon dijonnais s'écarte nettement des résultats obtenus à Lyon, tant pour des raisons de méthodologie que pour des raisons de spécificité de comportement. Les écarts entre les échantillons du LET et des TPE ne sont jamais significativement différents (en termes de probabilités). Les changements de structure d'échantillon qui ont conduit à la constitution de LET* ont été efficaces, car, aussi bien pour les hommes que pour les femmes, les valeurs qu'on a pu en extraire demeurent compatibles avec celles de Dijon ; mais cette compatibilité tient -il faut le souligner- en grande partie à la faible taille de LET*.

Le calcul du khi 2 sur le tableau des hommes et sur celui des femmes donne respectivement pour valeur 18,30 et 27,51 pour un maximum de 7,82. Même en distinguant les résultats par sexe, les valeurs de mobilité restent incompatibles globalement. On peut toutefois noter, en ne considérant ces valeurs que comme un indice de similarité, que les divers échantillons donnent des résultats beaucoup plus dispersés pour les femmes que pour les hommes. Cette remarque se confirmera par la suite dans les analyses plus fines de la mobilité.

22. La mobilité comparée des hommes et des femmes

Plus intéressante que la précédente est la question de savoir si tous les échantillons font apparaître une différence significative entre la mobilité des hommes et celle des femmes. Les valeurs moyennes montrent en effet que dans trois échantillons les hommes se déplacent davantage que les femmes. L'écart le plus faible est repéré dans l'échantillon du LET avec seulement 0,2 déplacement, et le plus fort dans celui des TPE (0,6 déplacement).

Valeurs réduites des écarts de mobilité entre hommes et femmes

	LET	LET*	TPE	IRT	khi 2
t	0,76	1,04	3,98	1,90	21,11

Alors que la théorie probabiliste des tests d'échantillonnage ne permet pas de considérer comme significative la différence entre hommes et femmes dans l'échantillon du LET, cette différence est à la limite de la significativité à Dijon, et nettement significative en périphérie lyonnaise dans l'échantillon TPE. La somme des écarts carrés (khi 2) confirme cette appréciation, puisque la valeur obtenue (21,11) est nettement supérieure à la valeur limite de 9,49. Globalement, la mobilité des hommes apparaît donc différente de celle des femmes.

On pourrait se contenter d'y voir des particularités statistiques imputables aux tailles des échantillons. On peut néanmoins se poser la question, sans avoir malheureusement d'éléments de réponse dans cette recherche, de savoir si la répartition sexuelle des rôles, qui fonde la différence de mobilité, est la même dans le centre d'une grande ville, en périphérie de cette même grande ville et dans une ville moyenne.

Il apparaît donc que la différence de mobilité entre hommes et femmes est à la limite de la significativité, mais il n'en demeure pas moins que tous les échantillons conduisent à une mobilité des hommes supérieure à celle des femmes. Même si leur faible taille ne permet pas d'estimer avec précision et avec certitude cet écart, il semble que cet écart-même soit un acquis définitif.

La plus ou moins grande amplitude de l'écart ne semble pas devoir être rattachée à la plus ou moins grande mobilité. Le coefficient de corrélation linéaire entre la valeur de l'écart et la valeur de la mobilité est de $-0,37$ si on retient la mobilité des femmes, $-0,12$ si on se rapporte à la mobilité générale et $0,11$ à la mobilité des hommes. Le faible nombre des références (4 échantillons) joint à des valeurs du coefficient proches de zéro ne permet pas de tirer de conclusions.

3. Mobilité, sexe et activité

La comparaison entre la mobilité des hommes et des femmes, telle qu'elle vient d'être effectuée, intègre des éléments d'hétérogénéité qui viennent fausser les résultats. En effet, les hommes et les femmes ne sont pas dans des situations identiques, entre autres, face à l'activité professionnelle. Il convient donc d'affiner les analyses précédentes en comparant les mobilités par sexe en tenant compte de l'activité professionnelle. Dans les échantillons, on ne retiendra que trois types d'individus, les hommes actifs, les femmes actives et les femmes inactives ; les hommes inactifs ne sont en effet pas représentés. Pour chacune de ces catégories on peut calculer des valeurs moyennes de mobilité.

Mobilité en fonction du sexe et de l'activité

	Hommes actifs			Femmes actives			Femmes inactives		
	m	n	s	m	n	s	m	n	s
LET	4,4	96	2,3	4,2	68	2,0	3,6	37	2,7
LET*	4,5	72	2,0	4,3	43	2,0	3,9	32	2,8
TPE	4,8	306	2,5	4,0	155	1,9	4,5	170	2,8
IRT	4,8	458	2,2	4,0	277	1,9	4,7	163	2,9
Total	4,7	932	2,3	4,0	543	1,9	4,5	402	2,8
khi 2	3,76			5,62			10,62		

Comme précédemment se pose la double question de comparaison entre échantillons et entre catégories. Dans un premier temps, nous comparerons pour les trois catégories les différentes valeurs obtenues dans chaque échantillon, et dans un second temps, nous rechercherons si les différences de mobilité repérables entre les catégories sont significatives dans chaque échantillon.

31. Compatibilité des résultats

Valeurs réduites des écarts de mobilité

	Hommes actifs			Femmes actives			Femmes inactives		
	LET*	TPE	IRT	LET*	TPE	IRT	LET*	TPE	IRT
LET	0,30	1,45	1,55	0,25	0,69	0,74	0,44	1,80	2,18
	LET*	1,08	1,16	LET*	0,87	0,91	LET*	1,10	1,45
		TPE	0,00		TPE	0,00		TPE	0,64

Les valeurs réduites des tableaux précédents devraient conduire, si l'on s'en tient aux tests d'hypothèses sur les moyennes, à considérer que tous les résultats des échantillons sont compatibles pour chacune des catégories. Seules feraient exception les femmes inactives lorsque l'on compare leur mobilité dans le LET et l'IRT. Mais l'on sait que ces échantillons n'ont pas été composés de façon comparable. L'acceptation de l'hypothèse que toutes ces valeurs sont compatibles reflète en réalité la faiblesse des tests utilisés : la petite taille des sous-échantillons étudiés conduit à accroître les intervalles de confiance dans de telles proportions que tout devient compatible.

La valeur des khi 2 de chaque groupe confirme les remarques précédentes : dans la mesure où, au seuil de 5 %, la valeur limite d'un khi 2 à 3 degrés de liberté est égale à 7,82, on peut admettre que les résultats fournis par les divers échantillons sont compatibles pour les hommes actifs (3,76) et les femmes actives (5,62) ; mais on ne peut admettre cette concordance des résultats pour les femmes inactives (10,69).

De plus, si on ne considère ces valeurs de khi 2 que comme un indicateur de la plus ou moins grande dispersion des valeurs de chaque échantillon, on constate que les résultats sont les plus convergents pour les femmes actives, et les plus dispersés pour les femmes inactives. D'ores et déjà on peut avancer, ce que la suite de l'analyse confirmera, que les résultats sont d'autant plus convergents que les groupes concernés ont une mobilité plus contrainte.

32. Stabilité des résultats

La constitution des tableaux des écarts réduits par échantillon, permet d'apprécier l'hétérogénéité des groupes fondés sur le sexe et l'activité. Plus les valeurs sont élevées, plus ces groupes se révèlent pertinents pour l'analyse de la mobilité.

Écarts réduits de mobilité par échantillon

	LET		LET*		TPE		IRT	
	FA	FĀ	FA	FĀ	FA	FĀ	FA	FĀ
HA	0,59	1,57	0,51	1,08	3,82	1,16	5,20	0,40
	FA	1,17	FA	0,68	FA	1,89	FA	2,75

Des différences significatives de mobilité apparaissent entre les trois catégories déterminées par le sexe et l'activité. Elles concernent deux échantillons, celui des TPE et celui de l'IRT : les femmes inactives ont une mobilité nettement supérieure à celle des femmes actives, mais pas significativement différente de celle des hommes ; quant aux femmes actives, elles ont une mobilité significativement moindre que celle des hommes. En raison de sa faible taille, l'échantillon LET ne peut atteindre des valeurs significatives d'un écart de mobilité.

Pour l'ensemble des échantillons, on peut calculer le khi 2 des écarts entre chaque groupe, ce que présente le tableau suivant.

Khi 2 des écarts inter-groupe

	FA	FĀ
HA	27,1	5,1
	FA	13,0

La valeur limite étant 9,49, on ne peut admettre de différence significative entre les hommes actifs et les femmes inactives.

Il faut toutefois remarquer que les échantillons ne fournissent pas un ordre unique pour les mobilités des femmes. Pour tous les échantillons les hommes sont les plus mobiles ; mais les échantillons des TPE et de l'IRT font apparaître une mobilité plus forte chez les femmes inactives que chez les actives, alors que la situation est inversée dans l'échantillon du LET.

Il y a là des indices contradictoires de l'influence de l'activité sur la mobilité. Cette différence peut tenir à la nature des zones d'enquêtes. La périphérie tient une place importante dans les échantillons des TPE et de l'IRT, et très faible dans celui du LET. On peut proposer l'explication suivante : en périphérie les femmes inactives sont conduites à faire des déplacements tout particulièrement d'accompagnement, qui ne sont plus nécessaires en centre ville, puisqu'en raison des distances plus courtes ou de l'existence de transports publics, les jeunes peuvent se déplacer seuls. Ces remarques conduisent à tenter une vérification en recherchant l'influence de la présence d'enfants dans un ménage sur la mobilité respective des hommes et des femmes.

4. L'influence de la présence des enfants

Une première approche consiste à étudier, hommes et femmes confondus, l'influence de la présence d'enfants.

Mobilité et présence d'enfants

	avec enfants (E)			sans enfant (\bar{E})		
	m	n	s	m	n	s
LET	4,5	104	2,5	3,8	97	2,0
LET*	4,6	98	2,4	3,6	49	1,9
TPE	4,5	361	2,5	4,6	270	1,9
IRT	4,8	552	2,5	4,2	233	2,4
Total	4,7	1115	2,5	4,3	649	2,1
Khi 2	4,01			19,62		

A partir de ce tableau, comme précédemment, nous pouvons construire les tableaux des écarts centrés réduits.

Valeurs centrées réduites des écarts de mobilité

avec enfants (E)

	LET*	TPE	IRT
LET	0,29	0,00	1,12
	LET*	-0,36	0,75
		TPE	1,77

sans enfant (Ē)

	LET*	TPE	IRT
LET	-0,59	3,41	3,16
	LET*	3,36	3,16
		TPE	-2,05

Les valeurs de khi 2 (dont la limite théorique est 7,82) aussi bien que les écarts réduits mettent en évidence deux situations. D'une part les valeurs centrées des échantillons relatives à la mobilité avec enfants, sont toutes compatibles. D'autre part, les valeurs correspondant à la mobilité avec enfants sont très différentes d'un échantillon à l'autre. Mais, à l'exception de l'échantillon TPE, cette non concordance ne remet pas en cause le fait qu'il existe un différentiel de mobilité dû aux enfants comme le montre le tableau suivant.

Ecart réduit de la mobilité dû aux enfants

	LET	LET*	TPE	IRT	Khi 2
Ecart	2,17	2,73	-0,57	3,15	22,50

Ce différentiel est très net sauf pour l'échantillon TPE : la présence de jeunes enfants réduit la mobilité de presque un déplacement quotidien, et conduit à un écart centré réduit bien supérieur à 2. La valeur du khi 2 de 22,50 contre une limite de 9,49 indique l'existence d'un véritable différentiel dû aux enfants. Seul l'échantillon TPE laisse planer des doutes sur le sens de cet écart. Cet écart de mobilité moyen masque des différences encore plus nettes lorsqu'on distingue la mobilité des hommes et celle des femmes.

Mobilité en fonction du sexe et des enfants

	Hommes avec enfants			Hommes sans enfant			Femmes avec enfants			Femmes sans enfant		
	m	n	s	m	n	s	m	n	s	m	n	s
LET	4,5	52	2,4	4,2	44	2,1	4,5	52	2,5	3,5	53	2,0
LET*	4,7	48	2,2	4,1	24	1,6	4,6	50	2,5	3,2	25	2,1
TPE	4,6	175	2,3	5,0	131	2,7	4,5	186	2,6	4,0	102	2,0
IRT	4,9	366	2,3	4,5	131	2,0	4,7	186	2,8	4,0	139	1,9
Total	4,8	641	2,3	4,6	330	2,3	4,6	474	2,7	3,9	319	2,0
Khi 2	2,90			6,98			0,59			5,38		

Le tableau précédent permet de distinguer deux groupes qui ont, dans tous les échantillons, une mobilité presque identique : il s'agit d'une part des hommes avec enfants et d'autre part des femmes avec enfants. Les valeurs moyennes sont très proches dans chaque groupe et les écarts-types, eux aussi assez homogènes, indiquent une stabilité des comportements quel que soit l'échantillon. Les khi 2 associés à chaque groupe ne font que mettre en évidence l'homogénéité de ces deux groupes.

Les valeurs des écarts centrés réduits vont permettre de préciser ces remarques sur la compatibilité des résultats (analyse inter-échantillons) et sur leur stabilité (analyse inter-groupes).

Ecarts réduits par groupe entre échantillons

	LET			LET*		TPE
	LET*	TPE	IRT	TPE	IRT	IRT
HE	0,43	0,26	1,12	0,27	0,58	1,42
HĒ	0,22	2,01	0,82	2,20	1,06	1,70
FE	0,08	0,00	0,49	0,08	0,08	0,71
FĒ	0,59	1,46	1,56	1,69	1,75	0,00

Ces résultats confirment les remarques précédentes sur les hommes et femmes avec enfants. La dispersion de la mobilité est plus importante dès qu'il n'y a pas ou plus d'enfants dans un ménage. Mais seul l'échantillon TPE fait apparaître un accroissement de la mobilité des hommes dès qu'il y a absence d'enfant. Dans l'ensemble, pour les hommes comme pour les femmes, les enfants apparaissent comme une contrainte à se déplacer davantage. Encore faut-il voir si cet accroissement présente des valeurs qui peuvent être considérées comme significatives.

Pour permettre une première approche de la compatibilité des résultats d'un groupe à l'autre, le tableau suivant fournit les valeurs des khi 2 calculées sur les quatre échantillons.

Khi 2 inter-groupe

	HĒ	FE	FĒ
HE	7,48	0,90	38,18
HĒ		4,69	20,32
FE			21,74

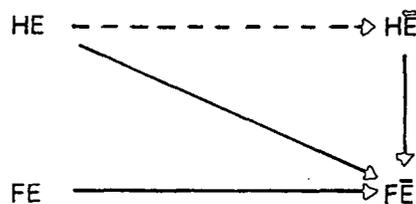
Au seuil de 5 % la limite d'acceptabilité est 9,49. On constate donc que seules les femmes sans enfant ont un comportement qui se distingue nettement des autres groupes. La relative compatibilité des résultats concernant les autres groupes s'explique en partie par les caractéristiques de mobilité particulières aux TPE évoquée précédemment. Il importe donc de reprendre, échantillon par échantillon, les écarts réduits pour apprécier la spécificité de mobilité liée au sexe et aux enfants.

Ecarts réduits des mobilités

		LET			LET*		
		H \bar{E}	FE	F \bar{E}	H \bar{E}	FE	F \bar{E}
HE	H \bar{E}	0,65	0,00	2,29	1,30	0,08	2,80
	H \bar{E}		0,63	1,65		0,39	1,66
	FE			2,24			1,06

		TPE			IRT		
		H \bar{E}	FE	F \bar{E}	H \bar{E}	FE	F \bar{E}
HE	H \bar{E}	1,36	0,39	2,27	1,88	0,84	4,46
	H \bar{E}		1,64	3,23		0,74	2,10
	FE			1,81			2,67

La différence de mobilité la plus nette et toujours significative concerne les hommes avec enfants et les femmes sans enfant, celles-ci faisant pratiquement un déplacement de moins que ceux-là. Les écarts entre les autres groupes ne sont pas significatifs dans tous les échantillons, mais on remarque que les écarts les plus importants concernent toujours les femmes sans enfant. On peut alors schématiser la structure de la mobilité par le graphe suivant où la flèche signifie : a une mobilité significativement supérieure à.



Les femmes sans enfant cumulent ainsi deux facteurs de faible mobilité : le fait d'être femme et celui de n'avoir pas d'enfant. Par le jeu des compensations les femmes avec enfants et les hommes sans enfant se rapprochent du maximum de mobilité des hommes avec enfants.

On peut tenter une dernière vérification pour savoir si le différentiel de mobilité dû aux enfants est plus important pour un sexe que pour l'autre. Pour cela, on prend comme variable l'écart entre le différentiel pour chaque sexe. L'écart type est alors la racine carrée de la somme pondérée des variances des moyennes. On obtient le tableau ci-dessous où les colonnes ont les significations suivantes.

- A = différentiel de mobilité chez les hommes,
- B = différentiel de mobilité chez les femmes,
- C = écart des différentiels ($C = A - B$),
- D = écart type de C,
- E = valeur réduite de C.

Différentiels de mobilité dûs aux enfants

	A	B	C	D	E
LET	0,3	1,0	0,7	0,6	1,1
LET*	0,6	1,4	0,8	0,7	1,1
TPE	-0,4	0,5	0,9	0,4	2,3
IRT	0,4	0,7	0,3	0,3	0,9

La somme des carrés des valeurs de la colonne E suit une loi de χ^2 à 4 degrés de liberté. Au seuil de 5 %, la valeur limite d'acceptation de l'hypothèse d'un différentiel dû aux enfants nul est de 9,49. Comme la somme des carrés est égale à 8,52, on pourrait admettre que les différences observées ne sont dûes qu'à des fluctuations d'échantillonnage.

On peut cependant remarquer que le différentiel de mobilité est toujours plus important chez les femmes que chez les hommes. La seule différence significative apparaît dans l'échantillon TPE, mais elle s'explique par l'inversion de mobilité entre les hommes avec enfants et les hommes sans enfant.

Malgré la taille réduite de certains échantillons, la présence d'enfants apparaît comme un élément qui conduit à des différences concordantes de mobilité bien que non significatives. Il resterait à expliquer la particularité de la mobilité des hommes dans l'échantillon TPE : mais aucun élément ne nous permet de préciser s'il s'agit d'une spécificité due à la composition de l'échantillon ou d'un comportement repérable plus généralement en périphérie urbaine.

5. Mobilité et statut

Jusqu'à présent l'étude des variations de la mobilité a été menée en segmentant la population des divers échantillons selon un ou deux critères. Cette démarche est obligatoire en fonction de la faible taille de l'échantillon du LET. Cependant, dans les études de mobilité réalisées précédemment, il est apparu que le regroupement des individus en fonction de trois critères est particulièrement efficace au regard des variations de mobilité. Si l'on combine en effet le sexe, l'activité et la présence d'enfants, on obtient une variable de statut qui peut prendre en théorie huit états. En fait seuls six d'entre eux ont un sens, car il n'y a pas d'hommes inactifs dans les échantillons. Pour chacun de ces statuts, on peut donc calculer une mobilité moyenne et une dispersion.

Mobilité par statut

	LET			LET*			TPE			IRT		
	m	n	s	m	n	s	m	n	s	m	n	s
HAE	4,5	52	2,4	4,7	48	2,2	4,6	175	2,3	4,9	366	2,3
HAĒ	4,2	44	2,1	4,1	24	1,6	5,0	131	2,7	4,5	92	2,0
FAE	4,7	27	1,9	4,9	25	1,8	3,9	69	1,9	4,6	202	2,3
FAĒ	3,9	41	2,1	3,4	18	2,3	4,1	86	1,9	4,0	75	1,8
FĀE	4,3	25	3,1	4,3	25	3,1	4,9	117	3,0	4,8	136	3,1
FĀĒ	2,0	12	1,5	2,6	7	1,6	3,7	53	2,4	4,0	27	2,1

La significativité de la différence entre ces valeurs peut être recherchée soit en comparant les échantillons, soit en comparant les groupes.

51. La compatibilité des résultats

Pour chaque statut, il est possible de calculer une valeur de khi 2 agrégeant les écarts par échantillons.

Valeur du khi 2 par statut

HAE	HAĒ	FAE	FAĒ	FĀE	FĀĒ
2,93	14,71	8,63	1,48	1,38	14,73

La valeur limite est 7,82 pour ce tableau. On constate alors que trois groupes se caractérisent par un khi 2 inférieur à cette limite, les hommes actifs avec enfants, les femmes actives sans enfant et les femmes inactives avec enfants : cette très faible valeur correspond à des estimations de mobilité très proches d'un échantillon à l'autre. Pour les autres statuts les estimations de la mobilité ne sont plus compatibles. L'examen du tableau des écarts réduits par couple d'échantillon s'impose alors.

Ecarts réduits par statut

1er échantillon 2ème échantillon	LET			LET*		TPE
	LET*	TPE	IRT	TPE	IRT	IRT
HAE	0,43	0,26	1,12	0,27	0,58	1,42
HAĒ	0,22	2,01	0,78	2,20	1,02	1,58
FAE	0,38	1,83	0,25	2,31	0,75	2,48
FAĒ	0,77	0,51	0,25	1,18	1,01	0,34
FĀE	0,00	0,87	0,73	0,87	0,73	0,26
FĀĒ	0,76	3,03	3,27	1,50	1,81	0,57

Les valeurs élevées de certains écarts réduits s'expliquent par certaines particularités de l'échantillon TPE : elles sont dues à la valeur très élevée de la mobilité des hommes sans enfant et à celle très faible des femmes actives avec enfants. Les autres valeurs élevées s'expliquent par la mobilité anormalement faible des femmes inactives sans enfant du LET comparativement à l'IRT et aux TPE.

52. La stabilité des résultats

Comme précédemment le calcul d'un k_{hl} 2 Inter-groupe permet d'apprécier si tous les échantillons fournissent des informations concordantes sur les particularités de chaque statut.

k_{hl} 2-Inter-statut

	HAË	FAE	FAË	FÆ	FÆ
HAË	6,69	8,40	23,02	1,35	38,15
HAË		14,86	12,65	0,85	31,24
		FAE	13,17	9,03	32,73
			FAË	12,35	13,38
				FÆ	22,54

Pour trois statuts les résultats des quatre échantillons indiquent de grandes similitudes : c'est le bloc des hommes actifs (avec ou sans enfants) et des femmes inactives avec enfants. A l'autre extrémité, les femmes actives sans enfant sont toujours très éloignées des autres groupes. En fait ce regroupement correspond, à peu de choses près, au classement selon la mobilité sur lequel nous reviendrons plus loin. Mais avant d'aborder les ordres que l'on peut préciser, il convient de dégager les informations que peuvent fournir les écarts réduits entre statuts dans les divers échantillons.

Le tableau suivant présente l'ensemble des écarts réduits par statut et par échantillon ; toutefois, par souci de simplification, les résultats de LET* ne sont pas reproduits dans la mesure où ils n'ont pas des caractéristiques très différentes de ceux du LET.

Ecartés réduits de mobilité

		HA \bar{E}	FAE	FA \bar{E}	F $\bar{A}E$	F $\bar{A}\bar{E}$
HAE		0,65	0,40	1,27	0,28	4,44
		1,36	2,42	1,85	0,91	2,40
		1,65	1,49	3,73	0,34	2,10
HA \bar{E}			1,02	0,65	0,14	3,97
			3,33	2,87	0,27	3,18
			0,38	1,69	0,88	1,08
FAE				1,60	0,54	4,61
				0,65	2,77	0,49
				2,27	0,64	1,36
FA \bar{E}					0,56	3,39
					2,31	1,02
					2,36	0,00
F $\bar{A}E$						2,96
						2,76
						1,63

LET
TPE
IRT

Si l'on s'en tient au seuil de signification de 2 pour admettre l'hypothèse d'hétérogénéité des mobilités par statut, force est de constater que les divers échantillons donnent des réponses contradictoires : on ne dénombre que quatre valeurs supérieures à ce nombre dans l'échantillon IRT, cinq dans celui du LET et huit en revanche dans celui des TPE. On remarque cependant que sur ces 17 indicateurs de discordance 9 concernent les femmes inactives sans enfant, les autres se répartissant à peu près également entre tous les autres statuts.

Les limites de la démarche probabiliste apparaissent ici : la segmentation selon trois variables conduit à la constitution de groupes d'une taille telle que la plupart des écarts ne peuvent plus être considérés comme significatifs. C'est pourquoi d'autres méthodes doivent être utilisées.

53. La stabilité des ordres

L'information que fournit le test sur les moyennes concerne la prévision que l'on est en droit d'attendre de ces valeurs. Même si la précision des valeurs fournies par chaque échantillon n'est pas bonne, on pourrait se trouver face à une situation où l'ordre obtenu en classant les statuts par mobilité décroissante soit toujours le même. Dans ce cas, il y aurait convergence sur les valeurs ordinales, bien qu'elle n'existe pas en termes cardinaux. En fait nous nous trouvons dans une situation intermédiaire qui va nécessiter plusieurs approches.

Le schéma suivant montre l'ordre obtenu, dans chaque échantillon, lorsqu'on classe les statuts par mobilité décroissante.

Statuts classés par mobilité décroissante

LET	LET*	TPE	IRT
FAE	FAE	HAĒ	HAE
HAE	HAE	FĀE	FĀE
FĀE	FĀE	HAE	FAE
HAĒ	HAĒ	FAĒ	HAĒ
FAĒ	FAĒ	FAE	FAĒ
FĀĒ	FĀĒ	FĀE	FĀĒ

Ces trois ordres puisque le LET et le LET* sont identiques, ne s'accordent que pour attribuer toujours la dernière place aux femmes inactives sans enfant. Le tableau des coefficients de corrélation de rang ne fournit guère d'indications supplémentaires.

Corrélation de rang des statuts

	LET*	TPE	IRT
LET	1,00	0,20	0,83
	LET*	0,20	0,83
		TPE	0,49

Simplement, on peut remarquer que les ordres fournis par le LET et l'IRT sont plus comparables que celui fourni par les TPE qui s'éloigne notablement des deux précédents. On peut alors tenter de rechercher un ordre qui se rapproche au mieux des trois précédents. Pour cela, on peut utiliser diverses méthodes (*) qui donnent des résultats en partie divergents. Sans entrer dans le détail des calculs qui ont été effectués, trois statuts se situent toujours dans la seconde moitié du classement et dans le même ordre : les hommes actifs sans enfant, puis les femmes actives sans enfant et enfin les femmes inactives sans enfant qui sont classées en 6ème position dans tous les échantillons, les trois autres statuts apparaissent toujours en tête, mais dans des ordres variables. On peut résumer cette situation par le schéma suivant

$$(HAE = F\bar{A}E = FAE) > HA\bar{E} > FA\bar{E} > F\bar{A}\bar{E}$$

(*) "Optimisation en analyse ordinale des données". Masson 1979

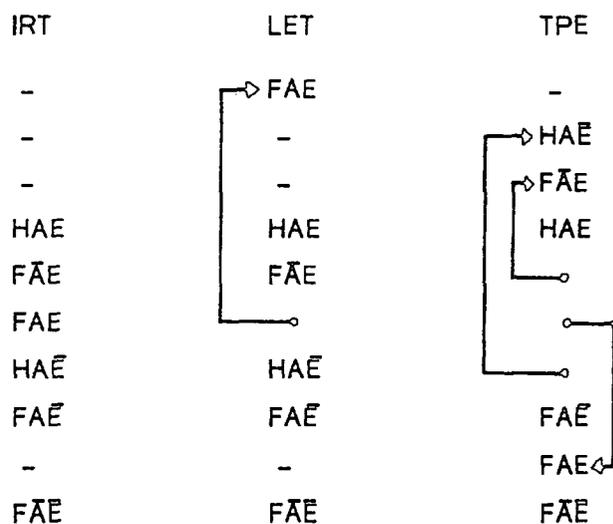
On peut tenter d'affiner cet ordre en mesurant le coût du classement des trois échantillons selon un ordre nouveau

$$C = \sum_{i=1}^6 \sum_{j=1}^3 |i - r_{ij}|$$

où j est l'indice de l'échantillon, et i celui du statut ; r_{ij} est le rang du statut i dans l'échantillon j .

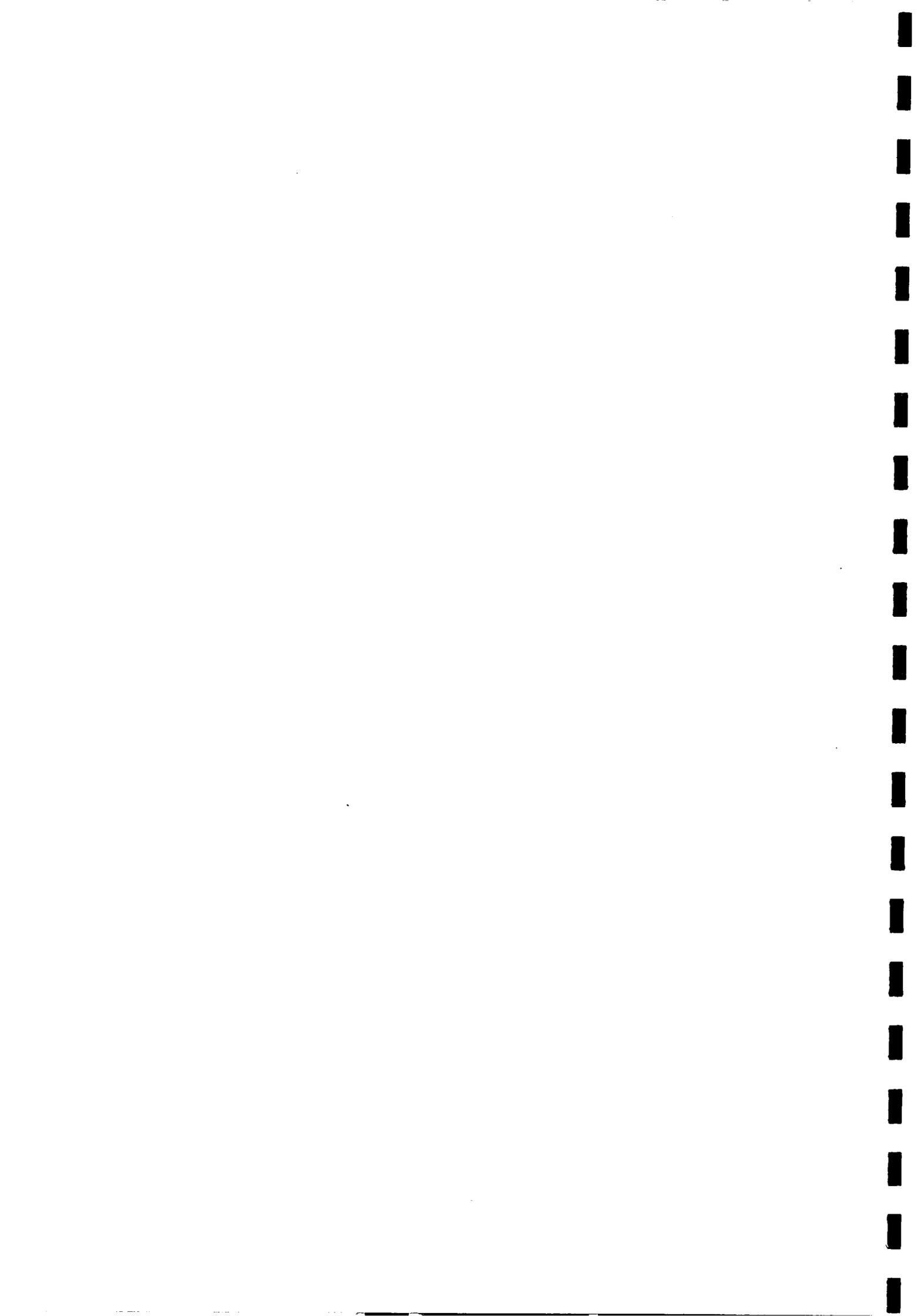
Si l'on prend successivement l'ordre de trois échantillons comme étant l'ordre du reclassement, on constate que le coût de reclassement est 1 si l'on veut maintenir l'ordre des TPE, 14 celui du LET, mais seulement 12 si c'est l'ordre de l'IRT qui est conservé. En d'autres mots, l'ordre de l'IRT est celui qui entraîne le moins de déplacements de statuts dans les autres échantillons. Le schéma suivant illustre cette affirmation.

Représentation des ordres



Il reste maintenant à tenter de dégager les conséquences de cet ordre sur l'analyse de la mobilité. La présence d'enfants apparaît bien comme un élément entraînant une plus grande mobilité, puisque toutes les situations avec enfants (HA, FA ou FĀ) précèdent les situations sans enfant. La conjonction de l'activité et de la présence d'enfants conduit à une situation plus complexe de mobilité chez les femmes. Le différentiel de mobilité dû aux enfants est en effet beaucoup plus fort chez les inactives que chez les actives. Tout se passe comme si l'activité venait réduire cette mobilité : de là à penser que les femmes actives, un jour de semaine, ne font pas tous les déplacements nécessaires ou souhaitables pour les enfants...

Ces remarques synthétiques ne résolvent toutefois pas les questions posées par les valeurs issues de l'échantillon TPE : en effet, à l'exception des femmes inactives, la présence d'enfants réduit la mobilité. Il ne saurait être question de proposer des solutions qui demanderaient des investigations plus poussées sur le terrain. Contentons-nous de souligner cette difficulté en espérant que l'avenir proposera des éléments de réponse.



CHAPITRE 4

LES MOTIFS DE DEPLACEMENT

Traditionnellement dans les analyses de mobilité, on rattache les déplacements aux activités qui l'encadrent, en faisant l'hypothèse que ce sont ces activités qui le génèrent. Les éléments de comparaison abondent pour cette analyse des motifs car toutes les enquêtes-ménage classent les déplacements selon un certain nombre de motifs. Mais face à cet avantage incontestable, des difficultés surgissent immédiatement : dès que l'on classe les déplacements par motif, on réduit les effectifs de chaque groupe, et il n'est plus possible alors de poursuivre une analyse fine des motifs en fonction de variables socio-économiques.

Comme nous l'avons fait précédemment pour la mobilité globale, nous tenterons en un premier temps de prendre la mesure de la variabilité du phénomène en comparant les résultats des dix enquêtes-ménage dont les résultats par motif sont disponibles.

1. Les motifs de déplacement dans les enquêtes-ménage

Dans les enquêtes-ménage, on dispose de deux nomenclatures des motifs, l'une qui insiste surtout sur le rôle du domicile, l'autre sur les déterminants extérieurs des déplacements.

11. L'importance du domicile

On peut distinguer dans l'ensemble des déplacements deux classes, ceux qui permettent de quitter le domicile ou d'y revenir, et ceux qui ne concernent pas le domicile et qui sont qualifiés de secondaires. L'importance des déplacements qui se rattachent au domicile est caractéristique d'une certaine organisation de la mobilité. Si leur part était de 100 %, toute la mobilité se réaliserait sous forme de déplacements pendulaires.

Le tableau suivant donne, pour les dix villes présentées précédemment, la part des déplacements concernant le domicile.

Importance relative du domicile dans les déplacements

Lille	88%	Toulouse	83%
Lyon	84%	Evreux	82%
Marseille	81%	Bordeaux	86%
Nancy	84%	Grenoble	80%
Orléans	82%	Amiens	82%

On ne peut que constater la part toujours au moins égale à 80 % des déplacements qui ont leur origine ou leur arrivée au domicile. Les différences repérées entre les diverses villes devraient être significatives, car si les échantillons sont bien tirés de façon aléatoire dans une population homogène, l'écart minimum entre deux fréquences est inférieur à un point. La variation de cet affranchissement du domicile doit donc être reliée à des situations propres à chaque ville.

Nous avons souligné précédemment qu'une faible liaison se dégageait entre l'importance du domicile et la taille de la ville. La dispersion des valeurs ne suggère aucune relation entre l'équipement en transports en commun ou le taux de motorisation et l'importance des déplacements secondaires.

On peut alors avancer l'hypothèse que ces déplacements secondaires sont des déplacements de nature très différentes, et qu'à ce titre ils sont fonction de déterminants multiples : on pourrait aussi bien les interpréter comme traduisant une peur de l'espace que comme un indicateur d'une grande facilité de déplacements qui ne contraint pas à rationaliser ses sorties. On peut alors s'interroger sur le caractère opératoire de ce concept qui semble difficile à mettre en oeuvre dans une démarche explicative de la mobilité.

12. Une première approche des motifs

Les résultats des enquêtes-ménage sont présentés en distinguant quatre motifs : le travail, l'école, les affaires et divers, les déplacements secondaires. L'école et les affaires et divers sont regroupés en outre sous l'intitulé "autres motifs".

Pour rendre cohérents ces résultats avec les enquêtes LET et TPE, nous regrouperons les deux motifs travail et école. Il s'agit en effet dans les deux cas de déplacements obligés sur lesquels les individus n'ont aucun pouvoir de modification, excepté peut-être le mode. Il reste alors un second motif "autres" qui regroupe tous les autres déplacements à l'exception des déplacements secondaires. Et enfin nous conserverons, par nécessité, les déplacements secondaires.

Pour les dix villes enquêtées, une structure forte apparaît entre cette répartition par motifs et la mobilité globale. Si l'on note :

M = le nombre moyen de déplacements par jour et par personne,
T = le nombre quotidien de déplacements pour le travail et l'école,
A = le nombre quotidien de déplacements pour motif autre,
S = le nombre quotidien de déplacements secondaires,
On a bien évidemment

$$M = T + A + S$$

On peut en outre trouver des relations linéaires fortes :

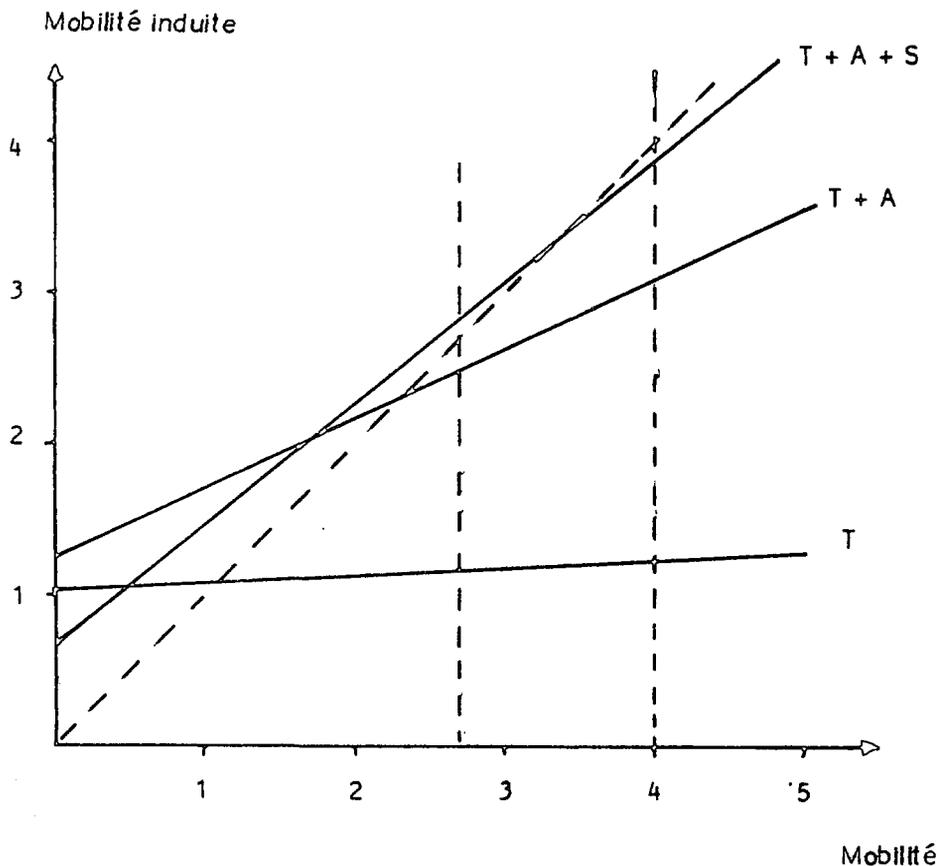
$$A = 0,425 M + 0,157 \quad (r = 0,707)$$

et $S = 0,345 M - 0,583 \quad (r = 0,982)$

Ces deux formes de mobilité sont donc très liées au niveau global de mobilité. Quant à la mobilité liée au travail, elle apparaît comme une constante

$$T = 0,043 M + 1,069 \quad (r \text{ n'a pas de signification})$$

Le graphique suivant illustre ces relations.



Ce graphique appelle quelques remarques. Tout d'abord, malgré le nombre réduit d'observations (10), les relations obtenues sont nettement significatives. On découvre alors que les déplacements liés au travail sont pratiquement indépendants de la mobilité globale : il s'agit d'une mobilité de base peu susceptible de varier sinon dans le long terme. Inversement l'apparition des deux autres types de déplacement est fortement liée à la croissance de la mobilité totale : la mobilité augmente grâce à l'apparition de ces déplacements autres. Quant aux déplacements secondaires, ils n'apparaîtraient qu'au-delà d'un seuil de deux déplacements environ : leur part croît rapidement avec la mobilité.

Bien évidemment cette fonction présente des défauts : la mobilité totale ainsi estimée (M^*) ne correspond pas à la mobilité totale mesurée. En effet

$$M^* = 0,813 M + 0,643$$

alors que l'on devrait avoir :

$$M^* = M$$

Cet écart tient pour une part aux erreurs de calcul et pour une autre part aux conséquences des régressions successives.

2. Comparaison des motifs de déplacement

La mobilité par motif permet une première appréciation de la convergence des résultats des échantillons étudiés. Deux chiffres sont fournis dans le tableau suivant pour l'enquête ménage de Lyon, l'un brut donnant la valeur publiée, l'autre corrigé pour tenir compte de la variation due à la prise en compte des enfants de 0 à 5 ans.

Mobilité par motif de déplacement

	LET	LET*	TPE	IRT	EM76	EM76 corr.
Travail + Ecole	1,3	1,4	1,2	1,4	1,3	1,4
Autres	1,6	1,8	2,0	2,5	1,6	1,7
Secondaires	1,0	1,1	0,8	0,7	0,6	0,6
Total	3,9	4,3	4,0	4,6	3,5	3,7

Sans entrer dans une interprétation en termes de probabilité rendue impossible par l'ignorance de certains écarts-type, on retrouve bien pour la mobilité liée au travail une valeur stable, située en 1,3 et 1,4 déplacements. Cette valeur est un peu plus élevée que ce que l'on pouvait attendre au vu des résultats globaux des enquêtes ménages. Le trop faible nombre d'échantillons dont nous disposons ne permet pas de vérifier si les déplacements autres et secondaires sont bien croissants avec la mobilité.

21. Structure des déplacements selon trois motifs

En prenant comme tableau de départ la distribution des déplacements par motif et non leur nombre, on peut comparer les résultats fournis par chaque échantillon au moyen d'un χ^2 . Toutefois il convient de rappeler que nous avons affaire dans ce cas à une population de déplacements et non plus d'individus et que le tirage par grappe de déplacements ne permet pas, en toute rigueur, d'utiliser des tests légitimes pour des échantillons aléatoires. Nous avons vu précédemment que les ordres de grandeur restaient toutefois comparables.

Motifs de déplacement en %

	LET	LET*	TPE	IRT	EM 76
Travail + Ecole	34	33	30	31	37
Autres	41	41	49	54	46
Secondaires	25	26	21	15	17
Nombre déplacements	1104	634	4050	4193	n.c.

A partir de ce tableau on peut calculer le khi 2 correspondant à la comparaison des distributions par couple d'échantillon. Il s'agit d'un khi 2 à 2 degrés de liberté dont la valeur limite au seuil de 5 % est égale à 5,99.

Khi 2 des motifs de déplacement

LET*/LET	1,1
LET /TPE	26,2
LET*/IRT	70,6
LET /EM76	43,6

La valeur élevée des khi 2 interdit de considérer ces distributions comme semblables. On ne peut l'admettre que pour le LET et le LET*, mais on sait que le second n'est qu'un sous-échantillon du premier.

On ne peut donc retenir de ce premier examen des motifs qu'une convergence dans l'ordre. Mais cette information est tellement grossière qu'elle nous conduit à retenir des motifs de déplacement plus détaillés, même si cela nous contraint à abandonner les enquêtes-ménage qui n'ont plus la même nomenclature.

22. Structure des déplacements selon les motifs détaillés

La nomenclature des activités retenue dans les enquêtes du LET et des TPE comporte cinq grandes catégories, dont quatre seulement apparaissent à l'origine ou à la destination d'un déplacement : il s'agit du travail (qui inclut le travail scolaire), des achats, de la vie sociale et des loisirs.

La prise en compte du domicile entraîne certaines difficultés méthodologiques : en effet le domicile peut être considéré de deux façons.

1. soit on le considère comme un cinquième motif. Dans ce cas il faut distinguer motif au départ et motif à l'arrivée, et la somme des fréquences d'apparition des motifs est égale à 2 puisque chaque déplacement a deux motifs.

2. soit l'on considère qu'un déplacement n'a qu'un seul motif. Au quel cas le domicile disparaît, l'autre motif l'emportant toujours. Si la seconde activité encadrant le déplacement ne se passe pas au domicile, c'est le motif de destination qui l'emporte. Dans ce cas la somme des fréquences d'apparition de chaque motif est bien égale à l'unité.

Nous utiliserons successivement ces deux méthodes d'approche des motifs de déplacement.

221. Les activités génératrices de déplacement

Les fréquences d'apparition des motifs évoqués ci-dessus, y compris le domicile, sont rassemblées dans le tableau suivant. Rappelons encore que ces fréquences correspondent à la présence d'une activité avant ou après le déplacement : la somme des fréquences n'est donc pas égale à l'unité.

Activités génératrices de déplacements

	Domicile	Travail	Achats	Vie sociale	Loisirs
LET	75,4%	50,1%	24,3%	20,7%	2,3%
LET*	73,0%	50,3%	26,7%	17,2%	2,1%
TPE	84,8%	40,7%	27,8%	15,4%	1,2%
IRT	76,1%	40,4%	25,7%	18,4%	2,5%

Avant toute utilisation de test statistique, on peut remarquer la variation importante de la part du domicile, puisqu'il existe un écart de presque 10 points entre le chiffre fourni par le LET et celui des TPE. Cette variation va dans le même sens que celle que l'on peut repérer dans l'enquête ménage réalisée à Lyon : la part du domicile passe en effet de 82 % dans le centre à 84 % en périphérie.

En complétant le tableau par motif "autre", qui est le solde à 200 %, il est possible de calculer un χ^2 pour comparer les distributions deux à deux. Le seuil pour 5 degrés de liberté est 11,07, et les valeurs obtenues les suivantes.

LET x TPE : 149,4

LET*x IRT : 47,9

TPE x IRT : 145,3

On est donc très loin d'une acceptation possible de l'hypothèse d'identité des distributions. Mais on remarque que les différences portent essentiellement sur les parts du domicile et du travail. Les autres motifs ont des poids très proches dans les quatre échantillons. On obtient pourtant des t centrés réduits de valeurs élevées, sauf pour la comparaison LET* et IRT.

Ecartés réduits

	Achats	Vie sociale	Loisirs
LET x TPE	-2,3	4,2	2,7
LET*x IRT	0,5	-0,7	-0,6
TPE x IRT	2,2	-3,6	-4,4

Seuls demeurent totalement compatibles les ordres dans lesquels les motifs apparaissent lorsqu'on les classe en fonction des fréquences de citations.

222. Les motifs de déplacement

En adoptant la seconde définition des motifs, à savoir un seul motif par déplacement, on obtient le tableau de fréquences ci-dessous.

Motifs de déplacement (en %)

	Travail	Achats	Vie sociale	Loisirs	Autres
LET	42,9	21,0	19,2	1,7	15,1
LET*	44,0	23,2	15,6	1,7	15,5
TPE	36,4	24,6	17,0	2,3	19,7
IRT	36,6	26,2	14,2	1,1	21,9

Un premier indicateur de l'identité des distributions est fourni par la valeur des autres motifs. On constate qu'il est significativement plus élevé dans les échantillons TPE et IRT que dans celui du LET. Le calcul des khi 2 confirme cette hétérogénéité.

$$\text{LET} \times \text{TPE} = 35,4$$

$$\text{LET} \times \text{IRT} = 26,5$$

$$\text{TPE} \times \text{IRT} = 88,3$$

Ces valeurs sont à comparer à la valeur limite de 9,4 qui correspond au seuil de 5%. La somme des valeurs des fréquences apparaissent donc comme incompatibles. Mais il faut signaler que ce n'est pas la taille des échantillons qui est en cause ici. Les deux échantillons de grande taille, TPE et IRT, ont des distributions elles aussi incompatibles.

Les écarts réduits des différences entre les fréquences de chaque motif précisent où se situent les incompatibilités. Calculés pour deux couples d'échantillons, comparables dans leur structure, ils montrent que c'est surtout du côté du travail et des achats que se situent les différences ; en revanche les fréquences des motifs "vie sociale" et "loisirs" apparaissent comme compatibles.

Ecarts réduits des fréquences des motifs

	Travail	Achats	Vie sociale	Loisirs
LET x TPE	4,6	-2,5	1,7	-1,2
LET*x IRT	3,6	-1,6	1,0	1,3

C'est essentiellement le travail qui explique les écarts de structure entre les échantillons. Le motif achat correspond à la limite d'acceptation, étant situé une fois en-deçà du seuil et une fois au-delà. En revanche les fréquences d'apparition des motifs "vie sociale" et "loisirs" peuvent être considérées comme compatibles. Ces phénomènes de structure ne font que révéler les variations importantes de la mobilité par motif.

Mobilité par personne et par motif

	Travail	Achats	Vie sociale	Loisirs	Totale
LET	1,7	0,8	0,7	0,1	3,9
LET*	1,9	1,0	0,7	0,1	3,9
TPE	1,4	1,0	0,7	0,1	4,0
IRT	1,7	1,2	0,7	0,1	4,7

Derrière ces variations importantes, il reste à chercher s'il existe une stabilité dans l'ordre d'importance des motifs. Comme précédemment, les correspondances sont parfaites d'un échantillon à l'autre. Le travail est le motif le plus important suivi des achats et de la vie sociale, et très loin derrière les loisirs. Cet ordre nous indique une structure forte dans les motifs de déplacements, qui correspond aux déplacements obligatoires d'une part (travail, école, achats) et d'autre part à ceux induits par les pratiques sociales (vie sociale et loisirs). Mais l'organisation de ces déplacements et des activités qui leur correspondent laisse une marge de liberté importante aux individus, qui explique les variations d'une ville à l'autre.

23. Les motifs de déplacement par statut

La répartition sociale des tâches devrait conduire normalement à faire apparaître une certaine spécialisation des déplacements en fonction du statut : le sexe, l'activité et la présence d'enfants devraient conduire à des organisations des déplacements différentes.

Les incompatibilités statistiques qui viennent d'être mises en évidence conduisent à ne pas tenter une comparaison des fréquences des motifs par statut : toutes ces distributions se révèlent en effet incompatibles. Et la faiblesse des effectifs par statut rend les valeurs obtenues de plus en plus aléatoires. Aussi nous

limiterons-nous à étudier l'ordre dans lequel apparaissent les quatre motifs précédents pour chacun des statuts. Malheureusement ces résultats ne sont pas disponibles pour l'échantillon TPE. Aussi la comparaison se trouve-t-elle limitée aux deux échantillons comparables du LET* et de l'IRT.

Ordre d'importance des motifs par statut

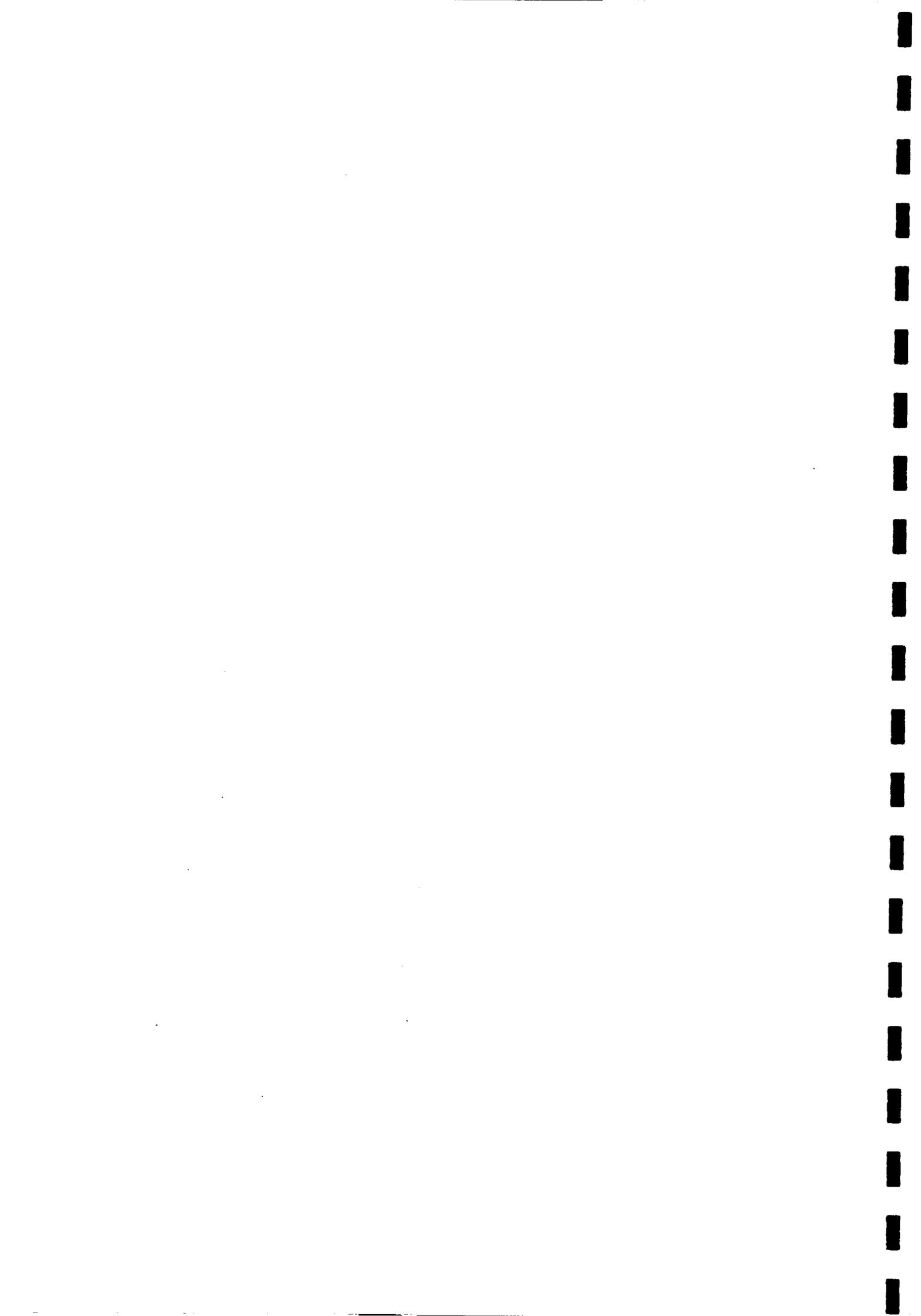
		Travail	Achats	Vie sociale	Loisirs
HAE	LET*	1	2	3	4
	IRT	1	2	3	4
HAĒ	LET*	1	3	2	4
	IRT	1	2	3	4
FAE	LET*	1	2	3	4
	IRT	1	2	3	4
FAĒ	LET*	1	3	2	4
	IRT	1	2	3	4
FĀE	LET*	-	1	2	3
	IRT	-	1	2	3
FĀĒ	LET*	-	1	2	3
	IRT	-	1	2	3

A part quelques inversions dans l'échantillon LET*, et qui ne sont dues qu'à une différence non significative d'un déplacement, les ordres sont rigoureusement semblables pour tous les statuts. Même la non activité des femmes ne bouleverse pas cet ordonnancement : le travail disparaît simplement, mais cette absence n'induit pas un ordre nouveau.

Dans la mesure où cet ordre est commun à tous les statuts, il faut donc chercher ailleurs son explication. Il résulte, nous semble-t-il, des contraintes qui s'imposent au ménage pour organiser sa vie quotidienne, et qui résultent de l'organisation du travail et des pratiques liées à la consommation.

Conclusion

La comparaison des résultats fournis par les quatre échantillons sur la structure des déplacements par motifs fournit des éléments solides et des incertitudes. Solidité en ce qui concerne l'importance relative des motifs de déplacement qui ne s'explique pas par les caractéristiques socio-économiques des personnes. Incertitude en revanche dès que l'on tente une mesure de l'importance relative de ces motifs, soit en termes de fréquence, soit en termes de mobilité.



CHAPITRE 5

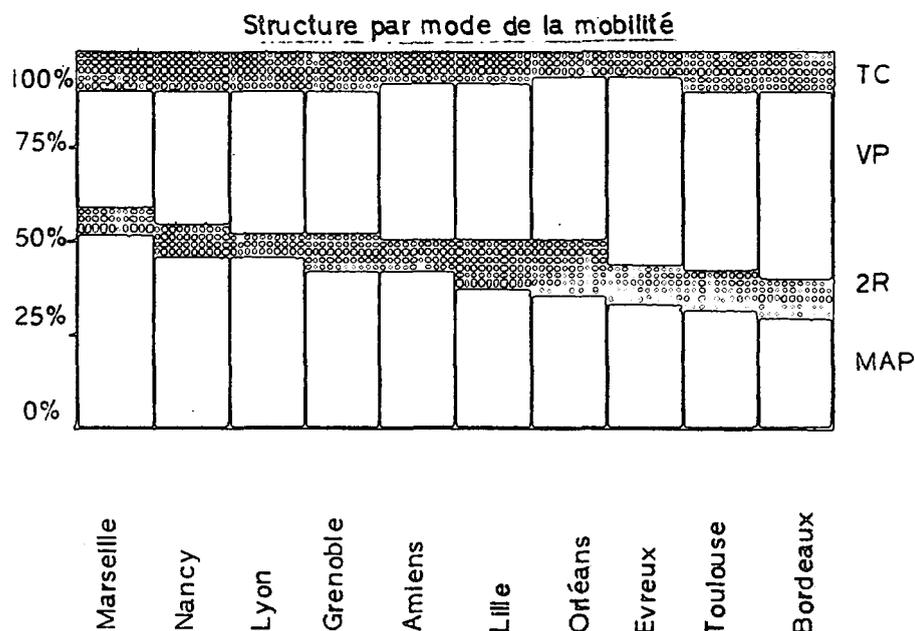
LES MODES DE DEPLACEMENTS

L'étude des motifs de déplacement dans le chapitre précédent a mis en évidence les difficultés qui surgissent dès que l'on veut étudier les pratiques de mobilité dans diverses villes de manière un peu fine. Alors qu'il était encore possible de trouver des points de comparaison sur la mobilité globale, il n'a pas été possible de dégager des estimations convergentes de la mobilité par motif. A plus forte raison, maintenant qu'il est question de se pencher sur la mobilité par mode, sera-t-il presque impossible d'aboutir à une compatibilité des résultats : en effet aux causes de variations déjà entrevues s'ajoutent celles provenant de la différence d'équipement des villes en transports en commun et des particuliers en véhicules motorisés.

C'est pourquoi nous commencerons par prendre la mesure de la variabilité du phénomène au moyen des résultats comparables des enquêtes-ménage, pour tenter de dégager les structures fortes que suggère la comparaison des quatre échantillons qui servent de base à cette recherche.

1. La variabilité de l'usage des modes dans les enquêtes-ménage

En classant les diverses villes où se sont déroulées des enquêtes-ménage en fonction de la part de la marche à pied, on obtient le graphique ci-dessous.



En dépit de niveaux de mobilité très différents, la part des transports en commun est relativement constante autour de 10 %, avec une valeur minimale de 6 %. La dispersion est un peu plus forte pour les deux-roues.

La liaison la plus nette qui apparaisse sur le graphique est la variation en sens inverse de la part de la MAP et de celle des VP. Cette constatation est confirmée par le calcul, puisque le coefficient de corrélation entre ces deux pourcentages est égal à $-0,94$. Aucune relation bien nette en revanche ne lie les parts des TC ou des deux-roues. Tout au plus peut-on remarquer une liaison inverse entre la MAP et les deux-roues ($r = -0,73$), qui conduit à penser que la marche à pied diminuerait au profit des deux-roues, et une relation à la limite de la significativité ($r = 0,70$) entre la mobilité VP et le taux de motorisation.

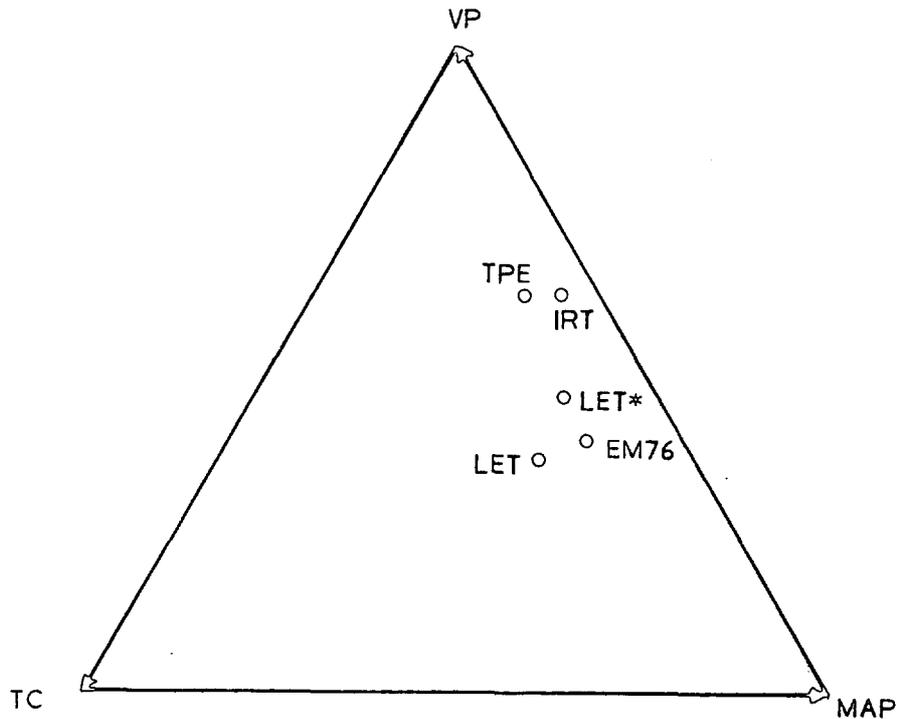
Face à cette absence de relations structurelles très nettes, on ne peut qu'admettre que la répartition des déplacements entre modes reflète davantage des spécificités locales que des comportements stables à travers l'espace. Entre Marseille et Bordeaux par exemple, on a une inversion totale de la part respective de la marche à pied et de la voiture particulière. Aussi n'est-il pas nécessaire de tenter une vérification de la compatibilité statistique des parts de chaque mode, telles qu'elles peuvent être estimées à partir des quatre échantillons dont nous disposons. Il nous semble préférable de tenter de repérer si les "préférences" pour tel ou tel mode peuvent s'expliquer par certaines caractéristiques socio-économiques.

Toutefois, il n'est pas inutile de donner les parts globales de chaque mode dans les quatre échantillons, comparées à l'enquête-ménage réalisées à Lyon en 1976.

Part des modes de déplacement
en %

	EM 76	LET	LET*	TPE	IRT
MAP	46	42	41	28	31
2 R	6	2	1	6	6
VP	38	37	45	58	59
TC	11	19	13	9	4

Si l'on calculait les χ^2 associés à chaque couple d'échantillons, on découvrirait qu'ils dépassent très largement les seuils d'acceptation. On peut toutefois entrevoir dans ces chiffres les conséquences de deux phénomènes bien connus : d'une part la réduction de la population aux tranches d'âge d'activité fait croître l'usage relatif de la voiture ; d'autre part le plus faible équipement en TC que l'on rencontre aussi bien en banlieue qu'en ville moyenne, joint aux distances accrues, fait à la fois chuter la part des déplacements en marche à pied et croître celle de la voiture particulière.



2. Les "préférences" pour chaque mode

S'il n'est pas possible de comparer les valeurs cardinales fournies par les échantillons, il n'en demeure pas moins qu'on peut utiliser les caractéristiques ordinales de ces valeurs. En effet si l'on remarque dans tous les échantillons qu'à telle caractéristique socio-économique correspond un usage préférentiel pour un mode donné, il y a là une information extrêmement importante. Le terme de "préférence" retenu ici ne renvoie nullement à des possibilités subjectives de choix : il ne fait qu'indiquer la relation qui se manifeste entre l'appartenance à un groupe socio-économique et un usage plus important d'un mode déterminé.

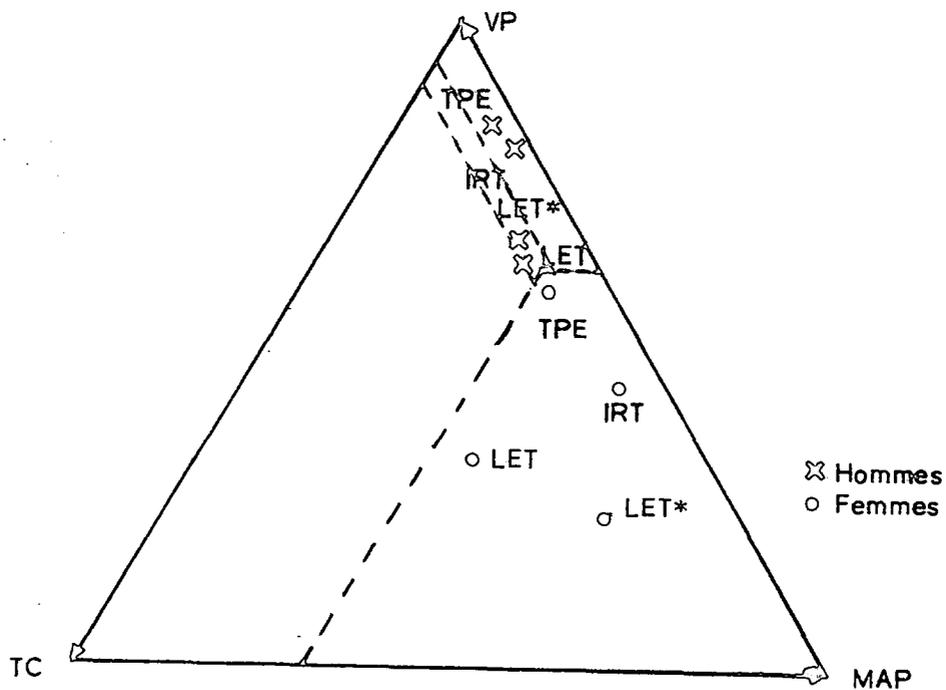
21. Sexe, activité et usage des modes

Il est possible de répartir par mode et par sexe l'ensemble des déplacements de chaque échantillon. On obtient le tableau suivant, dans lequel les déplacements en deux roues n'ont pas été pris en compte.

Part des modes de déplacements en fonction du sexe
en %

	MAP		VP		TC	
	H	F	H	F	H	F
LET	27	36	62	33	11	31
LET*	24	59	66	24	10	17
TPE	12	33	84	58	4	8
IRT	16	50	81	44	3	7

Ce tableau révèle que le sexe explique fortement l'usage de certains modes. En effet dans tous les échantillons les femmes sont des utilisatrices préférentielles de la marche à pied et des transports en commun, alors que les hommes utilisent la voiture. Pour la marche à pied et la voiture, on peut mettre en évidence une situation remarquable : les taux d'usage des hommes et des femmes forment deux ensembles totalement disjoints, comme le montre le graphique triangulaire suivant, alors que ce phénomène ne se retrouve pas dans l'usage des transports en commun.

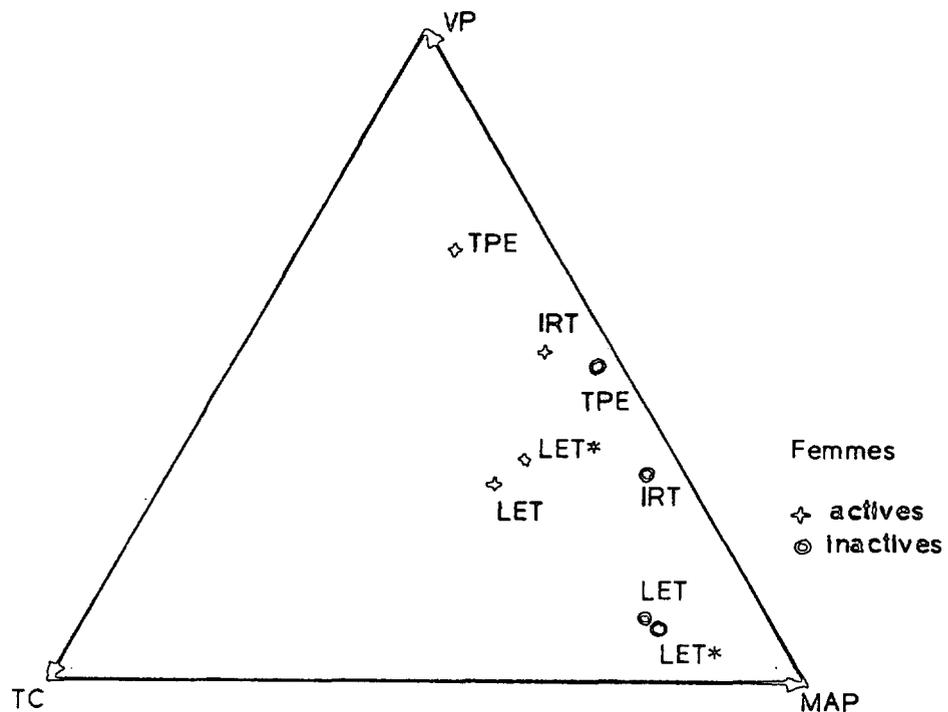


On peut toutefois s'interroger pour savoir si la différence d'usage des modes mise en évidence est exclusivement fonction du sexe ; en effet l'activité peut aussi jouer un rôle discriminant à l'intérieur de la répartition par sexe dans la mesure où tous les hommes sont actifs alors que seules certaines femmes ont une activité professionnelle. Pour isoler cette influence de l'activité, on peut comparer les usages modaux des femmes actives et des femmes inactives.

Parts des modes de déplacement des femmes en fonction de l'activité en %

	MAP		VP		TC	
	A	\bar{A}	A	\bar{A}	A	\bar{A}
LET	44	74	30	10	26	16
LET*	46	77	34	9	19	14
TPE	20	48	67	49	13	3
IRT	40	64	51	32	9	3

Comme précédemment, il est possible d'associer à ce tableau un graphique triangulaire.



Deux conclusions se dégagent clairement :

1. Tout d'abord les quatre échantillons mettent en évidence un différentiel dû à l'activité féminine. Celle-ci entraîne dans tous les échantillons une réduction de la marche à pied au profit de la voiture et plus faiblement des transports en commun. La part de la marche à pied connaît une réduction de 25 à 30 points, dont la voiture récupère les deux tiers environ et les transports en commun le tiers restant, comme le montre le tableau ci-dessous.

Ecarts en % dûs à l'activité pour les femmes

	MAP	VP	TC
LET	- 30	+ 20	+ 10
LET*	- 31	+ 25	+ 5
TPE	- 28	+ 18	+ 10
IRT	- 24	+ 19	+ 6

Cette concordance des informations dans les quatre échantillons est bien révélatrice d'une structure forte, même si les valeurs absolues de mobilité ne sont pas comparables.

2. Le fait pour une femme d'avoir une activité professionnelle la rapproche nettement du comportement des hommes, en termes d'usage des modes, même si subsistent des différences importantes tenant à la répartition sociale des tâches en fonction du sexe.

Ecarts en % dûs au sexe pour les actifs (HA-FA)

	MAP	VP	TC
LET	- 17	+ 32	- 15
LET*	- 22	+ 32	- 9
TPE	- 8	+ 17	- 9
IRT	- 24	+ 31	- 6

On arrive donc à une structuration nette des parts des déplacements en fonction du sexe et de l'activité, sur laquelle s'accordent tous les échantillons et que l'on peut formaliser de la façon suivante :

MAP :	$F\bar{A}$	>	FA	>	H
VP :	H	>	FA	>	$F\bar{A}$
TC :	FA	>	$F\bar{A}$	>	H

22. Présence d'enfants et usage des modes

Comme cela vient d'être fait pour le sexe et l'activité, on peut tenter de mettre en évidence des différences dans l'usage des modes en fonction de la présence d'enfants. En un premier temps nous le ferons pour les deux sexes réunis, puis en distinguant hommes et femmes.

Parts des modes de déplacements en fonction de la présence d'enfants
en %

	MAP		VP		TC	
	E	\bar{E}	E	\bar{E}	E	\bar{E}
LET	48	32	42	44	11	24
LET*	47	27	42	54	11	19
TPE	25	19	71	72	4	9
IRT	31	40	65	54	4	7

Le tableau ci-dessus, à l'inverse des précédents ne permet de dégager aucune conclusion solide sur les relations entre présence d'enfants et modes. Les échantillons lyonnais font apparaître une baisse de la marche au profit des modes motorisés liée à la présence d'enfants ; mais les résultats de l'échantillon dijonnais varient en sens inverse, sauf pour les TC. On peut alors se demander si la distinction entre les sexes ne va pas mieux faire apparaître les conséquences de la présence d'enfants. Il n'en est rien comme le montre le tableau suivant.

Modes de déplacement et présence d'enfants
en %

		MAP		VP		TC	
		E	\bar{E}	E	\bar{E}	E	\bar{E}
Hommes	LET	27	26	64	61	9	13
	LET*	27	19	64	71	9	10
	TPE	13	11	83	85	4	4
	IRT	13	17	84	71	3	2
Femmes	LET	67	38	21	28	12	34
	LET*	67	36	20	34	12	29
	TPE	38	27	58	59	4	14
	IRT	49	52	45	38	5	10

Bien que les différentiels ne soient pas concordants dans tous les échantillons, on peut dégager quelques éléments d'information concordants. Tout d'abord le différentiel dû aux enfants est beaucoup plus fort chez les femmes que chez les hommes, quels que soient les échantillons. En second lieu l'échantillon IRT révèle des singularités quant à l'influence de la présence d'enfants sur les choix des modes : alors qu'elle accroît la part de la marche à pied à Lyon, elle la réduit à Dijon ; alors qu'elle réduit la part de la voiture à Lyon pour les femmes, elle l'accroît à Dijon. Enfin seul le différentiel TC est concordant dans tous les échantillons en ce qui concerne les femmes : la présence d'enfants réduit la part des déplacements réalisés en transports en commun.

23. Statut et usage des modes

La distinction des six groupes, en fonction du sexe, de l'activité et de la présence d'enfants, ne permet pas de dégager des structures très nettes quant au choix des modes. Non seulement les ordres de grandeur des parts de chaque mode pour un statut sont très différents d'un échantillon à l'autre, mais même les ordres sont loin d'être convergents.

Place des statuts par ordre d'importance décroissante des modes

		HAE	HAĒ	FAE	FAĒ	FĀE	FĀĒ	COÛT
MAP	LET	5	6	2	4	1	3	10
	LET*	5	6	1	4	2	3	14
	TPE	5	6	3	4	1	2	10
	IRT	6	5	4	3	1	2	18
VP	LET	1	2	3	5	6	4	16
	LET*	2	1	4	3	6	5	20
	TPE	1	2	3	4	5	6	12
	IRT	1	3	2	4	5	6	16
IRT	LET	6	3	5	1	4	2	20
	LET*	6	5	3	1	4	2	14
	TPE	5	4	3	1	6	2	14
	IRT	4	5	2	1	6	3	20

A droite du tableau, est indiquée pour chaque échantillon la valeur du coût de reclassement des trois autres échantillons si l'on veut obtenir l'ordre indiqué sur cette ligne ; la formule en a été présentée précédemment. Ces valeurs permettent de dire que les ordres sont le plus semblables en ce qui concerne la marche à pied et le plus dissemblables pour les transports en commun. Cette remarque est confirmée par les valeurs des coefficients de corrélation de rang.

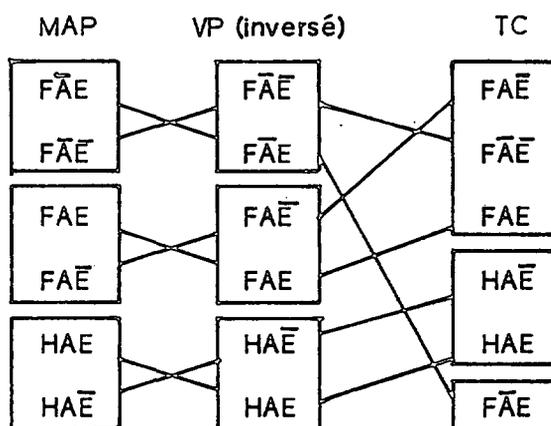
Coefficients de corrélation de rang

MAP			VP			TC						
LET	0,94	0,94		LET	0,77	0,83	0,77		LET	0,77	0,71	0,37
				LET*	0,83	0,66			LET*	0,83	0,71	
		0,89				0,94					0,89	

On retrouve bien, par ordre de corrélation décroissante entre les ordres des échantillons, d'abord la marche à pied, puis la voiture, et enfin les transports en commun.

Pour tenter de mettre en évidence une structure, bien faible, on peut tenter d'établir les relations entre les ordres de chaque mode : pour chaque mode nous retiendrons l'ordre qui correspond au coût de reclassement minimum. Il se trouve que dans les trois cas il s'agit de celui fourni par l'échantillon TPE qui se trouve être en quelque sorte l'ordre moyen.

Statuts classés par part décroissante de chaque mode



Les ordres ainsi mis en évidence pour la MAP et la VP ne sont que des ordres contraires fondés sur le sexe et l'activité. Dans l'usage des TC, la présence des enfants intervient en faisant éclater le groupe des femmes inactives : celles qui ont des enfants sont contraintes à moins utiliser les transports en commun, tandis que les autres rejoignent le groupe des femmes actives.

Conclusion

La répartition entre les modes apparaît donc comme un phénomène beaucoup plus complexe que la mobilité globale et la structure des motifs de déplacement. Dans les valeurs affectées à chaque mode, la diversité des niveaux d'équipement introduit de telles variations qu'il paraît vain de vouloir la comparer directement.

En revanche, le sexe et l'activité semblent conduire à des comportements type en matière de choix des modes. Mais dès que l'on tente d'affiner l'analyse en introduisant de nouveaux critères ou en les combinant différemment, les structures fortes s'effacent : la variété des processus d'adaptation à des situations particulières l'emporte sur le comportement général.

CHAPITRE 6

LE STATUT DES PETITS ECHANTILLONS

Au terme de cette recherche sur la compatibilité des résultats de l'enquête "Suivi" réalisée par le LET, avec d'autres enquêtes de mobilité urbaine, on ne peut s'en tenir à une affirmation globale de la compatibilité ou de non compatibilité. Les différentes méthodes retenues montrent que la norme qui sert à fixer les seuils de compatibilité est variable, et les résultats obtenus conduisent à conclure à une compatibilité partielle, correspondant à des aspects déterminés de la mobilité. Mais aussi nuancée soit-elle, cette conclusion est insuffisante, car on peut se demander si les incompatibilités mises en évidence ne sont pas en partie le résultat de l'imprécision du concept de mobilité. Face à cette interrogation, dans l'ensemble des recherches d'information sur le phénomène de mobilité, on peut affirmer que les petits échantillons ont un statut particulier qui renforce leur intérêt.

1. Une compatibilité partielle

Contrairement à ce que l'on aurait pu craindre, les résultats de l'enquête réalisée par le LET à Lyon ne sortent pas discrédités de l'épreuve qu'ils ont été amenés à subir dans cette opération de comparaison. Globalement, la mobilité générale se situe dans des intervalles compatibles avec les chiffres fournis soit par l'enquête-ménage de Lyon, soit par l'enquête TPE. Après transformation, elle reste compatible avec la mobilité dijonnaise telle qu'elle a été estimée par l'IRT.

Dès que l'on tente d'affiner cette analyse en distinguant diverses caractéristiques socio-économiques des ménages ou des personnes, les résultats du LET résistent bien à la comparaison. Les différentiels dus au sexe, à l'activité ou aux enfants apparaissent avec des signes identiques dans tous les échantillons. Certes la faible taille de l'échantillon LET ne permet plus de préciser les valeurs de la mobilité de façon cardinale, mais elle peut conduire à conclure à des différences de comportement entre les groupes.

En revanche, les résultats sont plus ambigus dès que l'on compare les motifs et les modes de déplacement. Les trois grands motifs (travail, achats, relations sociales) arrivent dans tous les échantillons en tête et dans cet ordre, mais il n'est pas possible de dégager une évaluation convergente de leur importance relative, ni de préciser qu'il existe des différences nettes de comportement en fonction des caractéristiques socio-économiques.

Les comparaisons des structures par mode permettent la mise en évidence de quelques structures fortes. Le choix des modes est fortement différencié par le sexe et l'activité. Mais il ne l'est que pour certaines catégories par la présence d'enfants dans le ménage.

En définitive, les diverses informations quantitatives sur la mobilité, issues de trois échantillons différents, n'ont pu être ordonnées que très partiellement. Il reste alors à s'interroger sur les raisons de cette situation. Trois explications peuvent venir à l'esprit : la qualité des enquêtes, la faiblesse des techniques de comparaison et la formalisation de la mobilité.

On pourrait avancer que les écarts, considérés comme incompatibles, entre les valeurs fournies par les divers échantillons résultent de défauts d'enquête. La petite taille de ces échantillons et le choix des ménages enquêtés expliqueraient ces différences. Mais les faits démentent de telles affirmations. En effet ces divers échantillons sont remarquablement convergents dès que l'on étudie des structures globales, et les enquêtes ménages, malgré la taille des échantillons et les procédures de choix des ménages, conduisent à des écarts aussi importants d'une ville à l'autre. Certes il n'est pas possible, pour des raisons de taille, de constituer des groupes fondés sur un trop grand nombre de critères, mais les structures mises en évidence résistent bien aux comparaisons et ne sont pas incompatibles avec ce que l'on connaît de la mobilité urbaine.

Les tests et les autres techniques utilisées pour tenter de fournir une appréciation sur la compatibilité des résultats ne sont pas non plus en cause. Si les techniques probabilistes sont les plus contraignantes en termes d'hypothèse, elles ont surtout été utilisées pour tenter de mesurer une ressemblance entre deux estimations. En outre, les techniques plus souples, telles la comparaison des ordres, conduisent aux mêmes difficultés que les techniques probabilistes : des ressemblances très nettes apparaissent à certains moments et pas à d'autres.

La question qui vient alors à l'esprit est la suivante : la formalisation de la mobilité n'est-elle pas réalisée de telle sorte qu'elle masque les différences de comportement plus qu'elle ne les révèle ? En d'autres mots, ne pourrait-on pas dire que la mobilité, telle qu'elle est actuellement définie, ne permet pas une mise en ordre des différents comportements.

2. La formalisation de la mobilité

Telle qu'il est actuellement utilisé, le concept de mobilité renvoie au nombre de déplacements, le plus souvent quotidiens, réalisés par une personne ou un ménage. Puisqu'il est possible d'associer une valeur cardinale à ce concept rien n'empêche de pratiquer une agrégation qui conduit à calculer des moyennes, des écarts, etc... Mais sous cette valeur numérique apparemment simple se cache un phénomène extrêmement complexe.

Tout déplacement n'est pas identique à n'importe quel autre déplacement. Certes il est toujours lié à une translation d'un individu d'un endroit à un autre. Mais le caractère de nécessité, l'urgence, le but poursuivi, varient considérablement de l'un à l'autre, et ils résultent en partie d'un mode d'organisation des activités quotidiennes.

Par les déplacements, il est possible à un individu d'articuler entre elles des activités localisées en des endroits différents, ces activités n'encadrant pas nécessairement et de façon immédiate le déplacement.

La mobilité apparaît donc comme un phénomène complexe à l'intérieur duquel il convient de distinguer des zones diverses qui ne répondent pas aux mêmes principes d'organisation. Il est alors remarquable de constater que la convergence entre les informations issues des trois échantillons est très grande dès que l'on introduit une variable socio-économique qui permet de faire apparaître une frontière entre des domaines différents de mobilité. C'est le cas pour l'activité qui fait apparaître la mobilité liée au travail. C'est aussi le cas pour le sexe auquel correspond une répartition sociale des tâches domestiques. En revanche les incompatibilités apparaissent dès qu'à une répartition en groupes ne correspond aucun domaine spécifique de mobilité.

A cette conception de la mobilité, constituée par zones totalement ou partiellement étanches, correspond l'abandon de l'hypothèse d'un comportement unique de mobilité. Un individu (ou un ménage) n'a pas un comportement de déplacements, il tente dans des domaines divers d'organiser au mieux, mais pas toujours selon les mêmes critères, ses activités au moyen de ses déplacements.

Les échantillons de petite taille ont alors un rôle irremplaçable à jouer.

3. L'importance des échantillons de petite taille

On peut estimer que les gros échantillons, tels ceux des enquêtes ménage, fournissent des informations suffisantes pour asseoir une politique de transports urbains en termes d'aménagement ou de choix modal. Mais ils sont peu adaptés à une recherche sur les modalités de fonctionnement de la mobilité. Leur taille même leur interdit, pour des raisons de coût, d'entrer dans une investigation détaillée des comportements de mobilité, et cela d'autant plus qu'il conviendrait de multiplier les questions a priori pour diminuer le risque de laisser échapper un déterminant insoupçonné.

Les recherches sur les déterminants de la mobilité peuvent alors se fonder sur des enquêtes portant sur des échantillons de petite taille. Ces investigations, qui restent compatibles avec les enveloppes financières existantes, n'ont plus comme objectif d'aboutir à une estimation chiffrée de la mobilité ou de certains de ses aspects, mais de dégager progressivement un cadre cohérent d'explication des comportements de déplacement. Les individus qui composent ces échantillons ne doivent plus être choisis selon des critères de représentativité d'une population donnée, mais ils doivent au contraire accentuer les caractéristiques que l'on cherche à rapporter à la mobilité.

Les recherches actuelles s'orientent dans ces directions : une étude fine de comportements à partir d'échantillons de petite taille. Encore faut-il s'entendre sur cette notion de petite taille. L'expérience et les analyses précédentes montrent que très vite un échantillon de 200 personnes conduit à des impasses car les groupes que l'on est amené à constituer par segmentations successives sont d'une taille inférieure à 50. Si l'on peut conserver des groupes d'une taille au moins équivalente à ce seuil, on peut montrer qu'il y a moins de 5 chances sur 100 d'aboutir à des résultats

totale^{ment} erronés. Si pour deux groupes différents on cherche à vérifier que la mobilité des uns est supérieure à la mobilité des autres, on peut calculer quelle est la probabilité pour que les résultats soient inversés. Si l'on fixe un seuil d'acceptation à 5 %, on peut montrer qu'il faut que les fréquences comparées aient un écart égal ou supérieur à 16 points ; quant aux valeurs de mobilité, si l'on retient la valeur de 2,3 pour l'écart-type, il faut que le différentiel de mobilité soit supérieur ou égal à 0,8 déplacement. Ces valeurs sont en fait des valeurs limites, car la constitution des échantillons, de façon non aléatoire, peut réduire ce risque.

4. Conclusion

Ces remarques permettent alors de mieux apprécier la nature et la qualité des informations qui ont été extraites de l'enquête LET. Toutes les valeurs moyennes sont en réalité des ordres de grandeur qui servent à positionner cet échantillon par rapport aux autres enquêtes. En revanche les différentiels mis en évidence sont des indicateurs de comportements spécifiques encore hypothétiques.

Si les variations dues au sexe et à l'activité sont clairement appréhendées, il n'en est pas de même de la présence des enfants, ni de la localisation du logement en centre ville ou en périphérie. On découvre en effet que ces différentes caractéristiques socio-économiques ne cumulent pas purement et simplement leurs effets ; certaines n'agissent que dans des circonstances données, ou pour des catégories d'individus donnés, d'autres se combinent pour aboutir à des résultats originaux.

Cette comparaison des trois enquêtes, du LET, des TPE et de l'IRT confirme donc l'existence de comportements différenciés. Elle conduit à préciser les objets d'étude où l'incertitude est encore la règle. Citons en deux : en centre ville ou en périphérie, les déplacements liés à l'organisation familiale s'organisent différemment, la présence d'enfants combinée à l'activité donne des comportements de mobilité qui paraissent contradictoires pour l'instant.

On peut alors avancer que les résultats apparemment contradictoires auxquels on aboutit sont la conséquence d'une formalisation défectueuse. Il reste donc encore à mettre de l'ordre dans cet ensemble qui se révèle de plus en plus complexe qu'est la mobilité. Cette complexité qui se découvre au fur et à mesure des progrès dans la connaissance n'est que la traduction du fait que la mobilité est un comportement social, et à ce titre elle ne peut être considérée comme un domaine autonome où il suffirait de mesurer pour connaître. Les erreurs de mesure qui ont été mises en évidence ici révèlent en fait les insuffisances de la connaissance, car il faut connaître pour mesurer et non mesurer pour connaître.

ANNEXES

2. REPARTITION PAR SEXE (à partir de 15 ans)

Enquête \ Sexe	H	F	Total
	LET	127	156
LET*	72	75	147
ENTPE	476	545	1.021
DIJON	458	440	898

3. REPARTITION PAR STATUT DE LA PERSONNE (effectif)

Statut \ Enquête	LET	LET*	ENTPE (1)	DIJON
	Etudiants	42		164
RH	17		52	
RF	23		68	
HAE	52	48	175	366
HAĒ	44	24	131	92
FAE	27	25	69	202
FAĒ	41	18	86	75
F̄AE	25	25	117	136
F̄AĒ	12	7	53	27
Total	283	147	915	898

(1) en situation
rien à signaler

4. MOBILITE PAR PERSONNE ET PAR SEXE

Enquête \ Sexe	Homme		Femme		TOTAL	
	m	σ	m	σ	m	σ
	LET	4,0	2,2	3,8	2,2	3,9
LET*	4,5	2,5	4,1	2,1	4,3	2,3
DIJON	4,8	2,2	4,5	2,5	4,6	2,4
ENTPE	4,3	2,4	3,7	2,4	4,0	2,4

5. MOTIFS DE DEPLACEMENTS (en nombre de déplacements)

	LET	LET*	DIJON	ENTPE
Travail (D-T ou T-D)	374	206	1.297	1.199
Autres (D-X ou X-D)	458	257	2.257	1.991
Secondaires (X-X' ou X'-X)	272	171	639	860
	1.104	634	4.193	4.050

6. ACTIVITES GENERATRICES DE DEPLACEMENTS (en nombre de déplacements)

Enquête \ Motifs	Motifs				
	Domicile	Travail	Achats	Vie sociale	Loisirs
LET	832	553	268	228	25
LET*	463	319	169	109	13
DIJON	3.554	1.708	1.166	647	51
ENTPE	3.190	1.693	1.079	773	106

7. MOTIFS DE DEPLACEMENT (en nombre de déplacements)

Enquête \ Motif	Motif					
	Travail	Achats	Vie sociale	Loisirs	Autres	Total
LET	474	232	212	19	167	1.104
ENTPE	1.473	995	690	94	798	4.050
LET*	279	147	99	11	98	634
DIJON	1.534	1.099	595	48	917	4.193

8. NOMBRE DE DEPLACEMENTS PAR MODE

Enquête \ Modes	MAP	2 roues	VP	TC	Total
LET	461	17	406	211	1.095
LET*	256	9	282	81	628
DIJON	1.277	270	2.460	186	4.193
ENTPE	1.106	232	2.318	358	4.014

9. REPARTITION MODALE DES USAGERS

Enquête \ Mode	MAP	2 ROUES	VP	TC	TOTAL
LET	176	5	124	95	269
LET*	91	3	77	38	147
DIJON	367	80	607	82	898
ENTPE	392	88	608	180	948

10. MOBILITE PAR STATUT

Statut \ Enquête	LET		LET*		DIJON		ENTPE	
	m	σ	m	σ	m	σ	m	σ
E	3,9	1,7					3,6	1,7
RH	2,4	1,3					3,1	2,2
RF	2,8	1,5					2,4	2,5
HAE	4,5	2,4	4,7	2,2	4,9	2,3	4,6	2,3
HAE \bar{E}	4,2	2,1	4,1	1,6	4,5	2,0	5,0	2,7
FAE	4,7	1,9	4,9	1,8	4,6	2,3	3,9	1,9
FAE \bar{E}	3,9	2,1	3,4	2,3	4,0	1,8	4,1	1,9
F \bar{A} E	4,3	3,1	4,3	3,1	4,8	3,1	4,9	3,0
F \bar{A} \bar{E}	2,0	1,5	2,6	1,6	4,0	2,1	3,7	2,4
TOTAL	3,9	2,2	4,3	2,3	4,6	2,4	4,0	2,4

11. DEPLACEMENTS PAR MODE ET PAR STATUT

11.1. Hommes actifs avec enfants

Enquête \ Mode	MAP	2 ROUES	VP	TC	AUTRES	TOTAL
LET	61	5	143	21	2	232
ENTPE	115	28	717	34	4	898
LET*	59	5	143	21		228
DIJON	216	155	1.358	52		1.781

11.2. Hommes actifs sans enfant

Enquête \ Mode	MAP	2 ROUES	VP	TC	AUTRES	TOTAL
LET	47	4	109	24	2	186
ENTPE	71	51	538	27	5	692
LET*	18	4	67	9		98
DIJON	97	51	258	8		414

11.3. Femmes actives avec enfants

Enquête \ Mode	MAP	2 ROUES	VP	TC	AUTRES	TOTAL
LET	69	0	41	15	1	126
ENTPE	78	13	230	24	3	348
LET*	64	0	39	15		118
DIJON	333	50	475	73	202	931

11.4. Femmes actives sans enfant

Enquête \ Mode	MAP	2 ROUES	VP	TC	AUTRES	TOTAL
LET	56	0	44	57	2	159
ENTPE	69	9	260	67	8	413
LET*	18	0	22	19	0	59
DIJON	138	10	120	32		300

11.5. Femmes inactives avec enfants

Enquête \ Mode	MAP	2 ROUES	VP	TC	AUTRES	TOTAL
LET	87	0	7	13	0	107
ENTPE	224	15	231	11	1	482
LET*	87	0	7	13	0	107
DIJON	426	0	220	12		658

11.6. Femmes inactives sans enfant

Enquête \ Mode	MAP	2 ROUES	VP	TC	AUTRES	TOTAL
LET	12	0	7	5	0	24
ENTPE	89	7	90	15	2	203
LET*	10	0	4	4	0	18
DIJON	67	4	29	9		109

TABLE DES MATIERES

Mobilités urbaines comparées	5
Chapitre 1 - Les différentes sources	7
1. Les trois fichiers de base	7
11. L'enquête LET	7
12. L'enquête TPE	8
13. L'enquête IRT-Dijon	8
14. La comparabilité des fichiers	13
15. Les caractéristiques de structures des échantillons	13
2. Les enquêtes ménages, un point de repère	15
Chapitre 2 - Les techniques statistiques	19
1. Les tests d'échantillonnage	19
11. Comparaison des fréquences	20
12. Comparaison de moyennes	23
13. L'influence du tirage par grappe	23
14. L'utilisation des tests	25
2. Les tests non paramétriques	25
21. Le test du khl 2	25
22. Le coefficient de corrélation de rangs	28
Chapitre 3 - La mobilité globale	31
1. La mobilité globale	31
2. La mobilité des hommes et des femmes	34
21. La compatibilité des résultats par sexe	35
22. La mobilité comparée des hommes et des femmes	35
3. Mobilité, sexe et activité	36
31. Compatibilité des résultats	37
32. Stabilité des résultats	38
4. L'influence de la présence des enfants	39
5. Mobilité et statut	43
51. La compatibilité des résultats	44
52. La stabilité des résultats	45
53. La stabilité des ordres	46

Chapitre 4 - Les motifs de déplacement	51
1. Les motifs de déplacement dans les enquêtes-ménage	51
11. L'importance du domicile	51
12. Une première approche des motifs	52
2. Comparaison des motifs de déplacement	54
21. Structure des déplacements selon trois motifs	54
22. Structure des déplacements selon les motifs détaillés	55
23. Les motifs de déplacement par statut	58
Chapitre 5 - Les modes de déplacements	61
1. La variabilité de l'usage des modes dans les enquêtes-ménages	61
2. Les "préférences" pour chaque mode	63
21. Sexe, activité et usage des modes	63
22. Présence d'enfants et usage des modes	67
23. Statut et usage des modes	68
Chapitre 6 - Le statut des petits échantillons	71
1. Une compatibilité partielle	71
2. La formalisation de la mobilité	72
3. L'importance des échantillons de petite taille	73
4. Conclusion	74
Annexes	75
Table des matières	83