

**PANEL SOCIO-ECONOMIQUE
"LIEWEN ZU LETZEBUERG"**

Document PSELL n° 13

**Activité féminine, isolement et
prestations familiales
Un premier parallèle
Luxembourg-Lorraine**

J.C Ray
B.Jeandidier
L.S Carvoyeur

Document produit par le

**CENTRE D'ETUDES DE POPULATIONS, DE PAUVRETE
ET DE POLITIQUES SOCIO-ECONOMIQUES**

C.E.P.S./INSTEAD
B.P.65 L-7201 WALFERDANGE
Tél. (352) 33 32 33 - 1

Président: Gaston Schaber

1990

Avant-propos

Cette étude est le fruit de la collaboration de l'équipe du panel des ménages du C.E.P.S/INSTEAD avec le L.A.S.A.R.E de l'Université de Nancy II.

Réalisé pour la C.N.A.F (Caisse Nationale d'Allocations familiales) en mai 1988, sous la direction du Professeur Ray de l'Université de Nancy II, ce rapport inaugure une série longue, nous le souhaitons, de travaux de comparaison de données socio-économiques récoltées en Lorraine et au Luxembourg.

En effet, en 1985, deux études longitudinales, largement comparables, ont été lancées conjointement en Lorraine et au Luxembourg.

Nous remercions le Professeur Ray et son équipe de nous donner l'occasion de publier cet intéressant travail dans la collection "PSELL" et de le rendre ainsi accessible au public luxembourgeois.

Gaston Schaber

SOMMAIRE

INTRODUCTION.....	p.1
PREMIERE PARTIE : TOUR D'HORIZON DE LA LITTERATURE.....	p.3
I. Prolégomènes.....	p.5
A. Modèles de stock, modèles de flux.....	p.5
B. Modèles mono-domaine, modèles multi-domaines.....	p.8
1) Les modèles mono-domaine.....	p.8
2) les modèles multi-domaines.....	p.9
II. Synthèse des résultats des approches mono-domaine dans la perspective de notre recherche.....	p.9
A. Le rôle des prestations familiales sur l'offre de travail.....	p.9
1) Les effets des transferts familiaux sur l'activité, vus à travers l'O.B.R.A.....	p.10
2) Les effets des prestations familiales vues à travers des études françaises.....	p.12
B. Le rôle des prestations familiales sur le statut matrimonial.....	p.13
1) Les effets de l'A.F.D.C. sur la composition de la famille, vus à partir d'études non- expérimentales.....	p.13
2) Les effets de l'A.F.D.C. et de divers N.I.T. sur la composition des familles, vus à partir d'expériences sur le terrain.....	p.15
3) En France, les études mesurant l'effet des prestations familiales sur la stabilité des couples ne sont pas très nombreuses.....	p.16
III. Quatre approches multi-domaines, modélisant l'interdépendance des choix d'isolement et d'activité.....	p.18
A. Un modèle de choix entre des alternatives explicites.....	p.18
1) Exposé sommaire du modèle.....	p.18
2) Intérêts et limites du modèle dans la perspective de la présente recherche.....	p.19
B. Un modèle théorique d'intégration des choix	

d'activité domestique et marchande.....	p.20
1) Exposé sommaire du modèle.....	p.20
2) Intérêts et limites dans notre perspective.....	p.21
C. Un modèle intégrant les décisions de divorce et d'activité marchande.....	p.22
1) Exposé sommaire du modèle.....	p.22
2) Intérêts et limites dans notre perspective.....	p.24
D. Un modèle de détermination conjointe de l'activité et de la vie chez ses parents.....	p.25
1) Exposé sommaire du modèle.....	p.25
2) Intérêts et limites du modèle dans notre perspective.....	p.26
 DEUXIEME PARTIE : NOTRE APPROCHE, SES ORIGINALITES, SES LIMITES.....	p.31
I. L'étape de synthèse des travaux existants.....	p.33
II. L'étape de combinaison des descriptions tirées de sources multiples.....	p.41
A. Les sources statistiques que nous avons confrontées	p.41
B. Les résultats descriptifs.....	p.42
III. L'étape économétrique.....	p.42
 TROISIEME PARTIE : RESULTATS EMPIRIQUES.....	P.45
Chapitre I - Approche descriptives.....	p.48
Section I - Activité marchande et statut matrimonial des mères de famille : un parallèle Lorraine-Luxembourg.....	p.48
I. Les définitions utilisées et la méthode suivie....	p.49
II. Les grandes structures comparées des deux échantillons.....	p.51
III. L'analyse comparative des caractéristiques des huit sous-populations.....	p.53
A. Les caractéristiques démographiques, de logement et d'état de santé.....	p.53
1) Le statut matrimonial de la mère de famille....	p.53
2) L'âge de la mère.....	p.54

3) Nationalité de la mère.....	p.55
4) Lien familial entre la mère et la personne de référence du ménage.....	p.55
5) La mère vit-elle chez (ou avec) ses parents ?..	p.56
6) Le nombre total d'enfants.....	p.56
7) Le nombre d'enfants par tranche d'âge.....	p.58
8) La garde des enfants du ménage.....	p.59
9) Le nombre d'"enfants" vivant dans le ménage....	p.60
10) Le nombre d'"adultes" vivant dans le ménage....	p.61
11) La présence, dans le ménage, d'un adulte non à charge, autre que la mère ou son conjoint....	p.62
12) La taille du ménage.....	p.62
13) Le statut d'occupation du logement du ménage...	p.63
14) La santé de la mère.....	p.65
15) L'existence, au sein du ménage, d'une personne handicapée.....	p.65
B. Les caractéristiques économiques.....	p.65
1) Le niveau d'éducation de la mère et de son conjoint.....	p.65
2) L'activité marchande de la mère.....	p.70
3) L'activité marchande du conjoint.....	p.74
4) Les revenus.....	p.76
5) Les niveaux de vie monétaires.....	p.81
6) Les différents types de revenus, vus de façon détaillée.....	p.83
Section 2 - Les allocataires de Meurthe-et-Moselle.....	p.95
I. Activités-Isolement : quelques caractéristiques des 7698 femmes observées.....	p.96
II. Revenu et composition familiale des allocataires de la Caisse d'Allocations Familiales de Meurthe-et-Moselle.....	p.99
A. La méthode utilisée.....	p.100
1) Construction de ménages types.....	p.100

2) Construction de déciles de revenu.....	p.101
3) Analyse des tableaux croisant le statut vis-à-vis l'isolement, le nombre d'enfants à charge et le revenu initial des allocataires de la C.A.F. -54.....	p.101
Chapitre II : Approche économétrique par équations simultanées.....	p.108
I. La méthode utilisée.....	p.108
II. Le modèle testé sur un échantillon d'allocataires de Meurthe-et-Moselle.....	p.115
A. Equation d'isolement - Equation de participation à l'activité.....	p.115
1) Les variables endogènes des modèles mis en oeuvre.....	p.116
2) La liste des variables exogènes et leurs effets attendus dans le modèle mis en oeuvre.....	p.117
B. Les résultats empiriques.....	p.120
1) Le résultat du test des équations prises séparément.....	p.121
2) Le résultat du test des équations simultanées..	p.125
III. Modèles Lorraine/Luxembourg.....	p.133
A. Les modèles mono-domaine.....	p.134
1) La mise en oeuvre de l'équation d'Isolement indépendamment de celle d'Activité, ses limites et sa remise en cause (version Lorraine).....	p.135
2) La mise e oeuvre de la nouvelle équation de Prestations Familiales, indépendamment de celle d'Activité (version Lorraine).....	p.137
3) La mise en oeuvre de l'équation d'Activité indépendamment de l'équation de Prestations Familiales.....	p.140
B. Le modèle d'équations simultanées, dans le cas lorrain.....	p.142
1) Les équations réduites 7bis et 7bis.....	p.144
2) Les équations structurelles 9bis et 10bis.....	p.145
C. La procédure effectuée sur les données luxem- bourgeoises : présentation des différences essentielles Luxembourg/Lorraine et comparaison	

des principaux résultats lorsque l'on effectue une réplification à l'identique de la procédure choisie pour l'échantillon lorrain.....	p.147
1) Les équations du modèle suivant la spécification propre au fichier du G.D. du Luxembourg, et ses différences avec la spécification lorraine.....	p.148
2) La réplification sur les données luxembourgeoises de la procédure d'équations simultanées choisie sur l'échantillon lorrain, et les principales conclusions comparatives entre les deux régions	p.149
IV. Synthèse des résultats.....	p.154
Chapitre III - L'impact simultané des transferts sociaux sur les décisions d'offre de travail et de vie en couple des bénéficiaires de l'A.P.I. : une approche en termes d'effet équivalent sur le niveau de vie.....	p.159
I. La méthode proposée et ses limites.....	p.161
II. Représentation graphique de la méthode.....	p.162
III. Les variables utilisées.....	p.167
IV. Les résultats.....	p.171
A. Cas lorrain.....	p.171
1) Commentaire des coefficients de régression.....	p.171
2) Commentaire des effets des transferts sur l'impact de COUPLE et MBOSSAN sur le niveau de vie.....	p.174
3) L'affinement de l'analyse par une meilleure prise en compte du nombre d'enfant.....	p.176
B. Comparaison avec le Luxembourg.....	p.179
CONCLUSION GENERALE.....	p.185
ANNEXES :	
Annexe I : Les étapes de recherche.....	p.189
Annexe II : Présentation des panels de ménages lorrains et luxembourgeois.....	p.195
Annexe III : Les prestations familiales au G.D. de Luxembourg.....	p.209

Annexe IV : Définition des variables.....	p.217
Annexe V : Panel Lorrain : statistiques descriptives.....	p.241
Annexe VI : Panel Luxembourgeois : statistiques descriptives.....	p.271
Annexe VII : Résultats économétriques détaillés : Equations d'Isolement Lorraine/Luxembourg...	p.286
Annexe VIII : Résultats économétriques détaillés : Equations de Prestations Familiales : Lorraine.....	p.291
Annexe IX : Résultats économétriques détaillés : Equations de Prestations Familiales : Luxembourg.....	p.303
Annexe X : Résultats économétriques détaillés : Equations d'Emploi : Lorraine.....	p.315
Annexe XI : Résultats économétriques détaillés : Equations d'Emploi : Luxembourg.....	p.327
Annexe XII : Comparaison, à partir de trois sources statistiques, des caractéristiques démo- économiques des femmes lorraines et luxem- bourgeoises de 18 à 54 ans.....	p.338
Annexe XIII : Les difficultés de comparaison des femmes lorraines et luxembourgeoises à travers les panels et l'Enquête Famille.....	p.361
Annexe XIV : Distorsion d'échantillon selon la popu- lation étudiée.....	p.368
Annexe XV : Quelques commentaires à propos de bande CAF..	p.378
Annexe XVI : Comparaison CAF-54 et CNAF.....	p.383
Annexe XVII : Données CAF-54 et CNAF. Les prestations perçues.....	p.393
Annexe XVIII : Le revenu initial des ménages allocataires à la Caisse d'Allocations Familiales de Meurthe-et-Moselle.....	p.407
Annexe XIX : Le degré de représentativité de la population allocataire du panel lorrain par rapport à la population des allocataires de tous les régimes (Meurthe-et-Moselle et Lorraine).....	p.424

ACTIVITÉ FÉMININE, ISOLEMENT ET PRESTATIONS FAMILIALES

UN PREMIER PARALLELE LUXEMBOURG/LORRAINE

AVERTISSEMENT

Le panel de 2012 ménages luxembourgeois suivis annuellement depuis 1985 par le C.E.P.S. a, en Lorraine, un frère jumeau ; le panel de 2100 ménages lorrains, suivis chaque année par l'I.N.S.E.E. (Direction Régionale de Nancy) et par une équipe pluridisciplinaire de l'Université NANCY II (l'A.D.E.P.S.¹, qui appartient à l'Unité Associée au C.N.R.S. : "Emploi et Politiques Sociales", U.A. 1167).

Acquis grâce à une intense collaboration entre le C.E.P.S., l'I.N.S.E.E. et l'A.D.E.P.S., le haut degré de comparabilité atteint par ces deux panels est rare sur le plan international, du moins en matière d'études sur les ménages ; et cet atout autorise des comparaisons étroites entre des comportements qui, des deux côtés de la frontière, résultent sans doute pour partie de conditions socio-culturelles non identiques, mais aussi de systèmes économiques et sociaux organisés de façon assez différente.

D'où l'intérêt de parallèles mettant d'abord en lumière, sur un plan descriptif, les différences mais également les similitudes entre les comportements des Luxembourgeois et ceux des Lorrains, puis essayant d'expliquer, de façon analytique, cette diversité.

C'est ce que tente le présent rapport, sur le thème des (éventuelles) désincitations que peuvent engendrer les transferts sociaux, qu'il s'agisse de désincitation au travail ou au mariage (ou, plus largement, à la vie en couple).

¹A.D.E.P.S. (équipe de recherche pour l'Analyse Dynamique des Effets des Politiques Sociales).

Rédigé à l'intention de la Caisse Nationale des Allocations Familiales (C.N.A.F., Paris), ce rapport de recherche a été l'occasion des travaux approfondis de statistique descriptive et d'économétrie s'appuyant de la même façon sur le panel luxembourgeois de ménages et sur son équivalent lorrain.

Il a donc paru utile au C.E.P.S. d'en assurer la diffusion du côté luxembourgeois, à l'intention, en particulier, des responsables et des acteurs de la politique sociale au Grand-Duché.

Si plusieurs annexes n'ont pas été reproduites, le texte lui-même du rapport a été conservé dans sa quasi-intégralité, y compris par conséquent certains développements consacrés exclusivement à la Lorraine faute des sources luxembourgeoises comparables : il s'agit d'abord des travaux menés sur la base du fichier d'allocataires de la Caisse d'Allocations Familiales de Meurthe-et-Moselle (pourquoi, d'ailleurs, ne pas envisager des exploitations comparables à partir des fichiers de la Sécurité sociale luxembourgeoise ?). Il s'agit aussi des travaux concernant le rôle spécifique des allocations françaises relatives au logement, qui n'ont pas d'équivalent direct au Grand Duché.

Quant aux résultats obtenus par les auteurs de ce rapport, ils ne sont négligeables, comme le lecteur pourra le constater au fil des pages. Il faut néanmoins souligner ce qui constitue le cœur de cette recherche : il est démontré, de plusieurs manières différentes que, pour identifier l'effet de désincitation au travail éventuellement exercé par les prestations familiales, point n'est besoin de tenir compte de l'effet indirect de ces transferts sur l'activité marchande via leurs effets sur le choix isolement/vie en couple ; ce résultat, apparemment négatif, est original car la littérature spécialisée (essentiellement américaine) avait seulement mis en évidence la relative faiblesse de l'effet des prestations d'assistance sur les comportements d'isolement/vie en couple ; retrouvant ce résultat à la fois pour le Luxembourg et la Lorraine, les auteurs de ce rapport vont plus loin puisqu'au moyen de modèles d'équations simultanées ils estiment l'effet direct et l'effet indirect des transferts sociaux sur l'activité marchande ; et ils montrent alors que l'effet indirect, via l'incidence sur les comportements d'isolement/vie en couple, est statistiquement non significatif ; ce qui devrait permettre aux chercheurs d'affranchir désormais leurs modèles de ce facteur complexe.

Certes, ce résultat n'est acquis que pour la population dans son ensemble, et il n'est pas exclu que des études plus fines, portant sur telle sous-population cible particulière, puissent exhiber des effets plus nets. Par ailleurs, la taille de l'échantillon lorrain est restreint, et il sera intéressant de disposer bientôt d'une réplique de l'étude sur la base de la deuxième vague du panel lorrain (1986), trois fois plus importante que la première (2100 ménages enquêtés, contre 715 en 1985, par manque de financements).

Entreprise en parfaite intelligence par les chercheurs de l'A.D.E.P.S. et du C.E.P.S. (sur les ordinateurs duquel ont été réalisés l'essentiel des calculs fondés sur les deux panels), ce rapport est le symbole-même de la coopération scientifique étroite qui unit WALFERDANGE et NANCY.

Que la C.N.A.F., qui a financé cette recherche* et qui en a autorisé la publication par le C.E.P.S., soit remerciée d'avoir rendu possible ce travail de parallèle étroit entre les comportements des bénéficiaires de la politique familiale au Grand Duché et en Lorraine. Les auteurs espèrent pouvoir bientôt prolonger sur la base d'échantillons plus substantiels les premiers résultats, de nature surtout méthodologique et exploratoire, présentés dans ce rapport, qui est avant tout un rapport de recherche.

Juillet 1989

N.B. La version originelle du rapport est intitulée "Activité féminine, isolement et prestations familiales. Une comparaison internationale", 525 p. mai 1988. Le présent texte reprend intégralement celui du rapport, annexes comprises ; les corrections ne portent que sur diverses coquilles et sur la reformulation, dans un souci de clarté, de quelques passages.

* La C.N.A.F. n'est naturellement nullement engagée par les idées développées dans ce rapport de recherche ; les auteurs en sont seuls responsables, ainsi que des erreurs qui pourraient s'y trouver.

INTRODUCTION

L'appel de propositions de recherches de la C.N.A.F. lancé en 1985 sur le thème "Activité féminine - Vie familiale" manifestait, dans sa seconde partie, le désir de voir "éclairer les relations entre les aides à la famille et l'activité féminine" et abordait explicitement (p. 11) la question de la "désincitation à l'activité féminine" ; le recours à des comparaisons internationales était même suggéré afin de "mesurer l'éventuelle efficacité différentielle des prestations familiales sur la désincitation au travail".

C'est dans le cadre de ces préoccupations que s'inscrit la présente recherche, consistant à mesurer, à partir d'une comparaison Lorraine-Luxembourg, les (éventuels) effets exercés par les prestations familiales et de logement sur les comportements individuels des femmes vis-à-vis de l'activité marchande.

Par rapport à la littérature concernant ce thème, on relève à la fois le caractère banal de l'objet d'analyse (car l'impact des transferts sociaux sur l'offre de travail a été souvent analysé, aux Etats-Unis notamment) mais aussi un triple trait distinctif qui singularise la présente recherche vis-à-vis des travaux existants :

- la population étudiée dans ces travaux se limite souvent à une fraction particulière de la population féminine générale (par exemple les mères isolées bénéficiaires de l'A.F.D.C.), alors qu'ici sont étudiés des échantillons représentatifs de la population générale ou de l'ensemble des allocataires d'une C.A.F. ;
- les transferts sociaux le plus souvent étudiés quand il s'agit de mesurer des effets de désincitation au travail sont soit des prestations du type assurance-chômage soit des allocations relevant de l'aide sociale (ex: A.F.D.C., Aid to Families with Dependent Children), ce qui n'est pas étonnant compte tenu de l'absence, aux Etats-Unis, de prestations familiales générales (en dehors des expériences d'impôt négatif) ; tandis qu'ici ce sont les prestations familiales et de logement qui sont sous le projecteur ;
- la plupart des travaux existants portent sur un seul pays, les comparaisons internationales étant délicates en l'absence de sources comparables ; et, de surcroît, la France est notoirement sous-représentée parmi les analyses transnationales ; tandis qu'ici, elle est au coeur de la recherche, à travers le cas lorrain ; le cas du Luxembourg sert de terme de comparaison. Le parallèle Lorraine-Luxembourg est

étroit car il repose sur des sources extrêmement voisines parce que conçues dans cette perspective même (il s'agit des panels de ménages lorrains et luxembourgeois, dont seule la première vague est ici utilisée, compte tenu des délais de mise à disposition des vagues suivantes).

Mais la recherche présentée ici se caractérise également par un autre trait spécifique : l'appel de propositions de recherches recommande en effet (p. 10) de "bien distinguer les situations de couple de celles d'isolement, tant les contraintes qualitatives et quantitatives sur l'activité féminine sont différentes". Or, précisément, la recherche dont il est rendu compte ici a systématiquement croisé les critères d'isolement et d'activité, et a même tenté d'intégrer à l'analyse des effets de désincitation des aides à la famille le rôle joué par l'isolement sur l'activité ; rôle qui est le support d'un impact indirect des prestations familiales sur les comportements individuels d'activité marchande s'il existe une relation de causalité entre ces prestations et le statut vis-à-vis de l'isolement.

Bien que la faiblesse de ce lien (du moins dans le cas de la population dans son ensemble) ne nous ait pas conduit à une complète modélisation simultanée de l'impact des prestations familiales sur l'activité marchande et l'isolement, c'est dans cette voie que nous nous sommes engagés, de façon plutôt originale par rapport à la littérature existante (comme le prouve le bilan que nous en dressons). Cette approche par équations simultanées, menée en parallèle sur les données provenant de la C.A.F. de Meurthe-et-Moselle et sur les données issues des panels lorrain et luxembourgeois, a d'ailleurs permis, par une représentation économétrique du barème moyen des prestations familiales et de logement, de limiter les biais qu'introduit, dans l'analyse des effets désincitatifs exercés par ces allocations, l'existence d'une forte causalité réciproque via les barèmes des prestations (qui prennent en compte le statut d'isolement et, à travers les plafonds de ressources, les gains d'activité).

Comme on le verra à la lecture de ce rapport, les analyses descriptives et économétriques ont été conjuguées pour tenter de mieux cerner l'impact des prestations familiales et de logement sur les comportements individuels d'activité des femmes ayant un (ou plusieurs) enfant(s) à charge.

Enfin nous avons développé une approche originale, complémentaire des approches précédentes, sous la forme d'une quantification de la mesure dans laquelle les prestations familiales (et de logement, dans le cas de la Lorraine) modifient les conditions dans lesquelles s'effectuent les choix des mères entre leur propre activité marchande et celle de leur éventuel conjoint ; cette approche a permis de mettre en lumière des différences sensibles entre la Lorraine et le Luxembourg, et, dans le cas lorrain, une nette incidence des prestations sur le système des incitations/désincitations au travail.

PREMIERE PARTIE

TOUR D'HORIZON DE LA LITTERATURE

1ère PARTIE : TOUR D'HORIZON DE LA LITTÉRATURE : EXPLICATIONS THEORIQUES ET RESULTATS ACQUIS.

Le thème de ce rapport ayant déjà fait l'objet, en France mais surtout à l'étranger, d'un certain nombre d'études, il convient de commencer par en analyser les résultats, afin d'en tirer des enseignements utiles à la fois à la recherche en cours (mécanismes, facteurs déterminants, méthodes de tests) et à la recherche achevée (pour en situer les résultats).

S'agissant non d'une thèse universitaire mais d'un rapport orienté vers l'aide à la décision, il n'est pas question de reprendre une à une, pour les analyser successivement en détail, toutes les contributions théoriques et empiriques trouvées dans la littérature. On en présentera ici plutôt une synthèse.

Cette synthèse est ainsi organisée :

- nous commencerons par présenter (§ I), sous forme de prolégomènes, une double distinction :
 - . approche en termes de flux/approche en termes de stocks ;
 - . modèles mono-domaine et modèles multi-domaines ;
- puis nous dresserons (§ II) une synthèse des résultats théoriques et empiriques des approches mono-domaine (c'est-à-dire concernant soit les comportements d'activité soit les comportements d'isolement), en nous limitant bien sûr aux seuls aspects utiles dans la perspective de la recherche menée ici ;
- enfin nous passerons aux approches multi-domaines, avec l'exposé (§ III) de quatre tentatives de modélisation simultanée des choix d'activité et de vie en couple, afin de discerner les apports et les limites de chacune et de comprendre, par différence, ce que peut apporter une recherche comme la nôtre.

I. Prolégomènes.

A. Modèles de stock, modèles de flux.

Dans l'idéal, on aimerait pouvoir étudier de plusieurs manières conjuguées les interdépendances entre prestations familiales, isolement et activité : sous l'angle des stocks d'abord, en s'intéressant au rôle explicatif des prestations familiales quant aux statuts observés d'isolement et d'activité, mais aussi sous l'angle des flux, c'est-à-dire en examinant dans quelle mesure les transitions observées (d'un état matrimonial à un autre, d'un certain statut d'activité à un autre) sont influencées par les prestations familiales.

Pour pouvoir véritablement conjuguer ces deux approches, il ne suffit pas de disposer d'informations sur les situations à un moment donné (structures de la population par état matrimonial et statut d'activité) auxquelles s'ajouteraient des informations sur les ruptures (séparations, divorces, veuvages). Il faut également connaître les flux en sens inverse (mariages, remariages et, plus largement, les débuts d'unions libres), et en tenir compte dans un modèle intégré (du type proposé par exemple par H.L. ROSS et I.V. SAWHILL (1975)). Et de même pour le statut vis-à-vis de l'activité marchande : à la connaissance des cessations d'activité et des passages à temps partiel doit s'ajouter celle des retours à l'emploi et des passages du temps partiel au temps plein.

Dans les faits, les données dont nous disposons sont de nature transversale⁽¹⁾ (première vague du panel lorrain et du panel luxembourgeois, et extraits des fichiers de la C.A.F. de NANCY), ce qui nous oblige à adopter une analyse en termes de stocks, et à renoncer par conséquent à l'étude des transitions ou des durées de séjour dans tel état.

Cette limitation imposée par les sources statistiques l'est en réalité également par le sujet de l'étude lui-même. En effet, comme l'examen de la littérature va nous le montrer, s'il existe un impact important des prestations familiales sur la vie en couple, c'est sans doute moins du côté des unions brisées que du côté des unions différées (ou tenues secrètes vis-à-vis des organismes versant les prestations d'isolement). Or comment intégrer ces deux facettes de l'analyse des flux, que constituent les transitions (vers l'activité marchande, vers l'inactivité, vers l'isolement, hors de l'isolement) ? Adopter autant de modèles distincts ne conviendrait pas⁽²⁾ : prenons l'exemple de l'isolement et songeons au cas-limite dans lequel toute rupture d'union serait suivie par une reprise immédiate d'une autre union, avec pour résultat l'absence de femmes se trouvant en état d'isolement ; par quel mécanisme pourrait-on alors s'attendre à un rôle des prestations familiales ? L'observation d'une transition dans un sens doit donc être analysée en tenant compte des éventuelles transitions ultérieures (qui peuvent intervenir parfois très vite). C'est pourquoi les modèles de durée semblent plus adaptés, parce que, par construction⁽³⁾, une durée prend en compte (en tant que bornes) deux dates de transitions.

(1) L'enquête Famille de 1982 inclut certes des renseignements démoéconomiques relatifs au passé de la femme interrogée mais elle ne permet guère de reconstituer de façon cohérente et en détail les itinéraires familiaux et professionnels de l'enquêtée.

(2) Sur le plan économétrique il est commode d'avoir affaire à une population homogène (ex : les femmes mariées) ; car, quelle valeur affecter, dans un modèle prenant en compte toutes les femmes, aux variables concernant le conjoint éventuel ?

(3) Parfois ces bornes font défaut, même si on accepte de faire débiter la période d'isolement, pour les mères célibataires, à la naissance de leur premier enfant (et non à leur propre naissance !). En effet la durée d'isolement en tant que mère peut ne pas être connue faute de renseignement quant à la date initiale (censure à gauche, à laquelle les modèles de hasard ne sont pas adaptés) ou quant à la date finale (censure à droite, soit par effet d'attrition en cours de période d'observation soit à la fin de celle-ci, parce que la mère en question se trouve encore dans l'état étudié).

Mais, en fait, le problème précédemment évoqué est à nouveau posé : comment intégrer un modèle expliquant la durée d'isolement (modèle comptant les prestations familiales au nombre de ses variables explicatives) et un modèle expliquant la durée de vie en couple (modèle dans lequel les prestations familiales jouent sans doute également un rôle) ? Car on ne peut se contenter d'explicitier l'impact des prestations familiales sur la durée d'isolement sans préciser aussitôt que les prestations familiales ont peut-être aussi un rôle (lequel ?) sur la durée de vie en couple ; sauf, du moins, à raisonner au sein d'une période bornée, telle que la somme des durées de vie en couple et de vie dans l'isolement soit égale pour tous les individus ; ce qui permettrait alors de ne tenir compte que d'un des modèles, mais ce qui reviendrait à expliquer le pourcentage du temps passé dans tel état (et pas dans tel autre), et donc à se rapprocher beaucoup d'une analyse en termes de stocks ; en effet, sauf concentration des événements (mariage, rupture, etc.) sur une certaine partie de la période analysée, il y a équivalence entre le fait que telle femme a passé x% de cette période dans l'état d'isolement (optique de flux) et la probabilité de l'observer, à un instant quelconque de cette période, dans l'état en question (optique de stock).

Autrement dit, faute de savoir prendre en compte de façon intégrée les (éventuels) effets des prestations familiales sur les choix d'isolement ET de vie en couple, nous sommes amenés, aurions-nous même les données diachroniques nécessaires, à adopter une optique de stocks, consistant à se demander : quel rôle explicatif peuvent jouer les prestations familiales dans les statuts matrimoniaux observés à un moment donné ? Et de même pour l'activité marchande.

Comme le souligne S. DANZIGER (1981), cette approche en termes de stocks correspond à une situation d'équilibre de longue période, qui n'est entravée qu'à la marge par des déséquilibres de courte période ; elle oblige à peu d'hypothèses restrictives concernant la réalité des choix exercés ; en effet on peut supposer que si, à un instant donné, on observe x% de mères isolées, la très grande majorité d'entre elles l'est depuis un certain temps, seules quelques femmes venant de se retrouver abandonnées et donc voyant leur statut matrimonial s'imposer à elles temporairement. Le risque de biais est donc faible pour ce modèle de stock ; tandis que, si on raisonne en termes de flux, le pourcentage de mères n'ayant pas choisi leur situation (veuvages, abandons) risque de ne pas être négligeable, avec, par conséquence, une augmentation des erreurs de prédiction du modèle ; à moins de maintenir l'hypothèse de l'existence de choix, en ayant recours⁽¹⁾, comme l'ont fait G.S. BECKER et ses émules, à d'autres raisonnements, faisant appel à la possibilité toujours ouverte de concessions mutuelles, ce qui permet de considérer toute rupture comme mutuellement acceptée, et donc d'exclure l'existence de statuts matrimoniaux imposés à un des conjoints par l'autre.

(1) L'argument vaut pour les femmes abandonnées par leur mari ; en revanche le cas des veuves n'est pas réglé.

B. Modèles mono-domaine, modèles multi-domaines.

1. Les modèles mono-domaine.

a) La littérature économique est, depuis quelques années riche de modèles d'offre de travail. Mais d'une part ces modèles concernent le plus souvent les seules femmes mariées, car :

- les hommes valides occupent pratiquement tous un emploi ou sont au chômage (et ils sont donc presque tous offreurs de travail, le plus souvent à plein temps sauf rationnement) ;
- les mères de familles monoparentales forment des échantillons de taille bien plus réduite ;
- les femmes vivant en couple sans être mariées avec leur partenaire actuel sont mal cernées par les enquêtes existantes.

D'autre part, à l'exception des travaux de F. BOURGUIGNON (France, Colombie), M. RIBOUD (France, Espagne), B. LEMENNICIER (France) ainsi que de Québécois comme B. FORTIN, la plupart des études concernent le monde anglosaxon (Etats-Unis, Grande-Bretagne, Canada anglophone, Australie, etc.).

Enfin, sans doute du fait de l'absence de prestations familiales générales aux Etats-Unis (où l'aide à la famille ne relève pratiquement que de l'aide sociale), il est rare que les équations de régression incorporent parmi les variables explicatives les transferts sociaux au titre de la famille (alors que les transferts au titre des risques maladie, vieillesse, chômage, accidents du travail ont été pris explicitement en compte dans les modèles, au moins dans des études particulières).

b) Quant à la littérature économique sur les choix matrimoniaux, plus restreinte en quantité et un peu plus récente, elle est quasi-inexistante en France sous la forme de modélisation des choix individuels.

Aux Etats-Unis, cette littérature, relativement étoffée, n'incorpore guère, pour la raison indiquée ci-dessus, que l'A.F.D.C. (Aid to Families with Dependent Children) ; ce qui fait que l'on ignore en réalité largement l'impact que pourraient avoir, sur l'ensemble de la population, des prestations familiales qui relèveraient non pas d'une logique d'assistance mais d'une logique d'assurance. Plus précisément, on ignore l'effet, sur les choix matrimoniaux, de prestations qui, comme c'est le cas avec les Allocations Familiales en France, ne sont pas soumises à condition de ressources ; car les expériences américaines de N.I.T (Negative Income Tax) n'ont permis de tester que des formules alternatives à l'A.F.D.C., presque toutes

plus généreuses⁽¹⁾ et étendues libéralement aux couples, mais toujours sous condition de ressources ; par ailleurs ces expériences n'ont été utilisées que par raccroc pour étudier les choix matrimoniaux, les plans d'expérience n'ayant été conçus que pour l'examen de l'impact des transferts sociaux sur l'offre de travail ; d'où un certain nombre de difficultés dans l'appréciation scientifique des effets de ces transferts sur les choix matrimoniaux.

2. Les modèles multi-domaines.

Les liens qui peuvent exister entre les comportements individuels d'offre de travail et de choix matrimoniaux sont rarement modélisés, moins souvent encore testés empiriquement et, en tout cas jamais (à notre connaissance) en introduisant de façon explicite et individualisée les transferts sociaux (et, en particulier, ceux relatifs à la famille).

Certes, en 1988, on ne peut plus dire, que, comme l'écrivait A. GROSSBARD-SHECHTMAN dans l'Economic Journal en décembre 1984, "nous ne disposons d'aucune théorie analysant l'interdépendance entre les marchés du travail et du mariage" (op. cit. p.863). En effet, nous avons recensé quatre approches (toutes américaines) qui viennent combler, au moins en partie, cette lacune ; c'est à leur analyse que sera consacré le paragraphe III, après que nous ayons retracé à grands traits (§ II) les résultats principaux des approches mono-domaine.

II. Synthèse des résultats des approches mono-domaine, dans la perspective de notre recherche.

Cette synthèse examinera successivement le rôle des prestations familiales sur l'offre de travail, leur impact sur le statut matrimonial, puis, en conclusion, la valeur ajoutée attendue d'une modélisation simultanée de ces deux types de choix.

A. Le rôle des prestations familiales sur l'offre de travail.

Un tour d'horizon assez complet de la littérature sur ce thème ayant déjà été réalisé par nos soins et publié ailleurs (1983), nous nous permettons d'y renvoyer le lecteur intéressé. Nous nous bornerons simplement ici à actualiser ce bilan en le complétant par les conclusions des études menées aux Etats-Unis à propos des incitations et désincitations au travail associées à l'O.B.R.A. (Omnibus Budget Reconciliation Act, 1981, qui a réformé l'A.F.D.C.). Puis nous présenterons les enseignements de certaines analyses menées en France sur le thème de la désincitation au travail.

(1) Pour une description détaillée des 11 systèmes testés par l'expérience SIME/DIME (Seattle/Denver Income Maintenance Experiments, 1970-77), voir G.G. CAIN et D.A. WISSOKER (1987).

1) Les effets des transferts familiaux sur l'activité, vus à travers l'O.B.R.A.⁽¹⁾

a) Les principales dispositions de l'O.B.R.A..

L'O.B.R.A. avait pour objectif de réserver l'A.F.D.C. aux seules familles se trouvant vraiment dans le besoin ("truly needy"), et donc d'écarter les familles cumulant gains d'activité et A.F.D.C. (dont le montant était déjà réduit en fonction des gains du travail).

Dans cette perspective, la disposition qui permettait aux mères qui travaillaient de garder pour elles les 30 premiers dollars de gains (mensuels) et le tiers du reste, fut limitée aux quatre premiers mois de bénéfice de l'A.F.D.C.; au-delà le taux d'imposition implicite devenait égal à 100%.

Et même cette disposition vit sa portée restreinte par le fait qu'au lieu d'être calculé sur les gains bruts, cet abattement le devenait sur les gains nets, c'est-à-dire après déduction des frais professionnels (ce qui a eu pour effet de réduire d'environ un tiers la part de revenus gardée par la femme); enfin, le seuil de revenu au-delà duquel une mère ne peut plus prétendre à l'A.F.D.C. fut plafonné à 150% du seuil de pauvreté prévalant dans l'état en question.

b) Les effets attendus sur l'offre de travail.

En termes d'incitations au travail on pouvait, dès lors, s'attendre aux effets suivants :

- les mères exclues du système devraient être doublement incitées à travailler davantage : par un effet-revenu d'une part, par un effet de substitution d'autre part (parce que le taux marginal d'imposition via les impôts sur les revenus et les taxes sur les salaires est plus faible que le taux implicite de l'A.F.D.C. avant O.B.R.A.) ;
- les mères restant bénéficiaires de l'A.F.D.C. devaient être d'un côté incitées à travailler en raison de la diminution du niveau des prestations versées, mais être, d'un autre côté, désincitées au travail du fait de l'élévation du taux d'imposition implicite due à l'O.B.R.A. ; l'effet net était donc théoriquement indéterminé dans ce cas ;
- en outre un certain nombre de femmes qui, avant l'O.B.R.A., travaillaient tout en recevant l'A.F.D.C., pourraient être tentées de réduire leur offre de travail pour conserver le bénéfice de l'A.F.D.C..

(1) Voir la synthèse qu'en ont fait E.UHR et E. EVANSON (1985).

c) Les difficultés de mise en évidence des effets de l'O.B.R.A..

Le changement de législation opéré par l'O.B.R.A. s'est effectué dans un contexte macroéconomique mouvant (forte récession de 1981-82, sensible montée des taux d'activité féminins en longue période), qui rend difficile l'identification des effets propres de l'O.B.R.A. ; d'autant qu'une loi de 1984 (D.E.F.R.A. : Deficit Reduction Act) a assoupli certains dispositifs restrictifs de l'O.B.R.A. concernant les mères qui travaillent, ce qui prive l'analyste du recul historique nécessaire à l'appréciation des effets de long terme.

Dans ces conditions, R. MOFFITT (1984) estime que :

- une comparaison de coupes transversales successives, portant non pas seulement sur les bénéficiaires mais sur toutes les femmes dont l'O.B.R.A. a pu affecter l'offre de travail, doit permettre de faire la part de ce qui est dû aux des événements et trends macroéconomiques ; mais de telles coupes n'indiquent pas les effets de l'O.B.R.A. sur des individus bien précisés (ne mesurant que des effets nets globaux, elles risquent même de masquer des mouvements en sens inverse) ;
- c'est ce que doivent permettre en revanche des panels, puisqu'ils suivent les mêmes personnes avant, pendant et après l'O.B.R.A. (sur plusieurs années à chaque fois si on veut pouvoir éliminer l'interférence avec les phénomènes macroéconomiques) ; mais, en fait, les panels disponibles sont inadaptés à une telle étude parce qu'ils fournissent pas un échantillon représentatif de toutes les femmes qui pourraient être concernées par l'O.B.R.A. ; d'où l'incapacité de ces panels à mesurer toutes les transitions vers l'A.F.D.C. et en dehors de ce système, et donc à préciser l'effet net global de l'O.B.R.A. sur l'incitation au travail.

d) Les résultats obtenus.

L'Institute for Research on Poverty (I.R.P., Madison, Wisconsin) estime que les mères qui recevaient l'A.F.D.C. sans travailler (elles représentaient 88,5% des bénéficiaires en mai 1981, et 94,4% un an plus tard⁽¹⁾) ont réduit, du fait de l'O.B.R.A., leur durée de réception de l'A.F.D.C., et cela comme les mères qui travaillaient tout en percevant l'A.F.D.C..

Toujours d'après l'I.R.P., les études en coupe et sur panels feraient preuve d'une remarquable unanimité dans leurs résultats quant à l'absence (ou à la quasi-absence)

(1) Ce changement de proportion ne résulte pas nécessairement d'une modification de comportement d'offre de travail car il peut être aussi expliqué par le fait que les nouvelles règles édictées par l'O.B.R.A. ont exclu un certain nombre de femmes travaillant tout en percevant l'A.F.D.C.

d'effet net de l'O.B.R.A. sur l'effort de travail⁽¹⁾ des mères seules chefs de famille, celles-ci n'étant pas davantage incitées à devenir ou à rester bénéficiaires de l'A.F.D.C. sans travailler.

L'effet majeur serait uniquement du côté des revenus, pour les femmes qui, antérieurement à l'O.B.R.A., travaillaient tout en recevant l'A.F.D.C..

Et l'I.R.P. d'ajouter que le fait "que quand elles doivent opter pour l'A.F.D.C. ou le travail, de nombreuses femmes bénéficiaires de l'A.F.D.C. et occupant un emploi choisissent de travailler, n'est pas une découverte pour ceux qui connaissent les résultats du Supported Work Demonstration" (op. cit., p. 8).

Par conséquent, à en croire les résultats obtenus par les chercheurs américains, et sans préjuger des biais décrits ci-dessus, il semblerait que, au moins pour des prestations sous condition de ressources, leur effet à la marge sur l'offre de travail serait faible.

2) Les effets des prestations familiales vues à travers des études françaises.

a) L'étude la plus proche de celles menées aux Etats-Unis à propos de l'O.B.R.A. est celle que nous avons conduite (1983) à propos des bénéficiaires de l'A.P.I. Sa principale conclusion était que l'effet de désincitation au travail était délicat à cerner dans un contexte de chômage mais que l'on pourrait quand même observer des choix faits en faveur de travail par des femmes qui, avant l'échéance de la fin de droit, renonçaient à l'A.P.I. pour travailler ; cependant, la mesure ainsi obtenue de l'effet de non-désincitation au travail de l'A.P.I. ne permettait pas de conclure a contrario que, dans les autres cas, le non-travail était entièrement imputable à l'A.P.I. ; et la taille relativement réduite de l'échantillon (en partie compensée par le fait que l'on disposait d'histoires événementielles pour chaque femme mois par mois sur plusieurs années), conjuguée avec un champ limité aux seules bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'A.P.I., interdisait de prétendre à une mesure des effets globaux de l'A.P.I. sur l'offre de travail.

b) Beaucoup plus satisfaisante sur le plan économétrique (par la taille de l'échantillon et par les techniques employées), l'étude de F. BOURGUIGNON (1985) ne concerne néanmoins que les femmes mariées ; par ailleurs l'impôt, comme les prestations familiales, ne sont pas observés mais reconstruits: l'impôt sur le revenu est approché par une fonction spécifique et le montant des allocations est calculé sur barèmes, par application des informations disponibles dans l'enquête fiscale I.N.S.E.E.-D.G.I. de 1975.

(1) Il est significatif que l'expression "work effort" remplace désormais dans la littérature l'expression classique "labor supply" : ce glissement terminologique illustre les difficultés de la prise en compte de l'offre effective de travail des personnes au chômage.

Ceci dit, la conclusion de F. BOURGUIGNON est que "prises dans leur ensemble, les prestations familiales considérées ici ont une influence non négligeable sur l'activité féminine puisque leur disparition impliquerait une augmentation d'environ 3% du nombre de femmes mariées actives. De façon plus importante, cependant, cet effet apparaît extrêmement différencié d'une classe de revenus à l'autre puisqu'il est de l'ordre de 8% dans le quartile inférieur et pratiquement nul dans le quartile supérieur". (op. cit., p. 134).

Ces résultats rejoignent ceux obtenus par Michèle RIBOUD (1985) à partir d'une autre enquête de l'I.N.S.E.E. ("Situations Défavorisées", 1978-79).

B. Le rôle des prestations familiales sur le statut matrimonial.

On nous permettra à nouveau de renvoyer le lecteur, pour un tour d'horizon détaillé de la littérature sur ce thème, à la synthèse réalisée par nos soins dans un rapport récent (1986) ; nous nous contenterons donc ici d'actualiser ce bilan et d'en rappeler les grandes conclusions, directement utiles au présent rapport.

Nous partons du diagnostic posé par Jonathan P. LANE en 1981 à propos des études non-expérimentales, et repris par Greg J. DUNCAN en 1984 dans "Years of Plenty, Years of Poverty", puis complété par ce même auteur dans un article de 1987 ; puis nous examinerons les conclusions des expériences SIME/DIME, récemment réévaluées. Enfin nous mentionnerons ce qui a été fait en France dans le domaine de la mesure de l'influence des prestations familiales sur le statut matrimonial.

1) Les effets de l'A.F.D.C. sur la composition de la famille, vus à partir d'études non-expérimentales.

Ces effets sont difficiles à mesurer parce qu'il faudrait, pour ce faire, comparer en principe les comportements actuels dans le cadre du système de l'A.F.D.C. avec ceux que l'on observerait en l'absence⁽¹⁾ d'A.F.D.C. ; comme ce point de comparaison n'existe pas, on doit recourir à des comparaisons entre les tendances concernant l'A.F.D.C. (effectifs de bénéficiaires par exemple) et les tendances concernant les structures familiales (nombre d'enfants vivant dans des familles mono-parentales, par exemple) ; ou bien des parallèles doivent être faits entre individus (comparables) vivant dans des états versant des prestations de générosité variable.

(1) Les expériences de type SIME/DIME ne permettent pas non plus de dire ce qui se passerait en l'absence d'A.F.D.C. ; en effet le système actuel d'A.F.D.C. a surtout été mis en concurrence avec des systèmes de N.I.T. (Negative Income Tax) plus généreux.

Les études menées sur cette base et à partir du P.S.I.D.⁽¹⁾ (Panel Study of Income Dynamics) ne permettent pas de conclure de façon convaincante, estime J.P. LANE, que le fait de bénéficier de montants d'A.F.D.C. plus ou moins élevés soit associé à de réelles différences dans les taux de divorce, de séparation ou de remariage. En effet, si certaines études ont mis en évidence des effets, ils n'étaient pas très importants ou ils n'ont pas été retrouvés par d'autres études similaires.

Dans le bilan qu'il dresse en 1987 des études en la matière, G.J. DUNCAN estime que l'étude non expérimentale la plus complète est celle de D.T. ELLWOOD et M.J. BANE (1985), qui ne fait apparaître qu'un effet modeste de l'A.F.D.C. sur les divorces, les séparations et la proportion de femmes chefs de famille⁽²⁾. Mais G.J. DUNCAN reproche à cette étude, comme aux autres, de ne pas avoir correctement analysé les alternatives qui s'offrent véritablement aux mères concernées (par exemple les opportunités réelles de mariage ou d'emploi) ; si bien qu'on ignore si les estimations, généralement faibles et souvent non significatives, des effets de l'A.F.D.C. tiennent à ces insuffisances méthodologiques ou à l'impact réel du système d'assistance. Et cet expert de conclure qu'il est impératif de poursuivre les recherches dans ce domaine.

C'est d'ailleurs la même idée que développent W.J. WILSON et K.M. NECKERMAN (1986) à propos de l'instabilité matrimoniale dans la population noire urbaine ; après qu'on ait assisté, pendant les années soixante, à la mise en avant du chômage masculin comme facteur explicatif de cette instabilité matrimoniale, l'accent est actuellement porté sur le rôle de l'assistance, alors que, de l'avis de ces auteurs, il existe bien d'autres déterminants de cette instabilité matrimoniale.

D.T. ELLWOOD et L.H. SUMMERS (1986) concluent cependant avec prudence : rien ne dit en effet que, si on élargissait à d'autres groupes le champ des bénéficiaires, l'actuelle absence (apparente) d'effets sur les structures familiales ne laisserait pas la place à de sérieux impacts sur la stabilité matrimoniale.

C'est précisément ce que certains chercheurs ont essayé de voir à partir des expériences d'impôt négatif (N.I.T. Experiments), et en particulier à partir de celles de Seattle et Denver (SIME/DIME Income Maintenance Experiments).

(1) D'autres études ont été menées sur la base du N.L.S. (National Longitudinal Survey) et du Survey of Income and Education.

(2) En revanche, dans les états versant des montants élevés d'A.F.D.C., les jeunes mères sans conjoint ont moins tendance à vivre chez leurs parents.

2) Les effets de l'A.F.D.C. et de divers N.I.T. sur la composition des familles, vue à partir d'expériences sur le terrain.

a) L'étude qui, bien que contestée, a fait autorité en la matière jusqu'en 1986, est celle de L.P. GROENEVELD, M.T. HANNAN et N.B. TUMA (1977 et 1983) : sur la base des deux premières années de l'expérience, ces auteurs ont mis en évidence (1977) un quasi-doublement du nombre des mariages brisés parmi les personnes appartenant au groupe expérimental, par comparaison avec celles du groupe de contrôle. Et, dans le rapport final (1983), ils ont confirmé leurs premiers résultats, en affirmant que les systèmes expérimentaux d'impôt négatif testés dans le cadre du SIME/DIME avaient considérablement accru⁽¹⁾ (de 40 à 60%) le taux de divorce ou de séparation parmi les couples mariés, noirs ou blancs.

b) L'étude récente de G.G. CAIN et D.A. WISSOKER (1987) réanalyse les données du SIME/DIME et aboutit à des conclusions différentes : lorsque toutes les années de l'expérience du SIME/DIME sont prises en compte et lorsque les effets propres du N.I.T. sont distingués de ceux du programme expérimental de mise à niveau, d'éducation et d'aide à la recherche d'emploi⁽²⁾, alors on ne constate plus qu'une majoration de 14% (statistiquement non significative d'ailleurs) des ruptures conjugales ; et quand il est tenu compte des biais qui surestiment l'effet de déstabilisation des couples et sous-estiment l'effet de stabilisation des couples (effets exercés par le N.I.T., bien sûr), cette majoration tombe à 5% ou moins.

Mais ici, plus que les détails techniques de la critique faite aux travaux de L.P. GROENEVELD, M.T. HANNAN et N.B. TUMA et plus que la méthode de correction des biais, ce qui nous intéresse ce sont les considérations suivantes :

- les taux les plus élevés d'instabilité maritale concernent en fait les couples sans enfants (qui n'ont que peu de chances d'être bénéficiaires de prestations familiales en dehors de ce type d'expérience) et les couples ayant reçu, en plus d'une allocation en espèces, des conseils pour l'emploi et des subventions d'éducation⁽³⁾ ;
- pour bien faire, il aurait fallu tenir compte non seulement des séparations mais aussi des éventuelles réconciliations subséquentes (qui, en l'occurrence, se produisent plus fréquemment parmi les couples du groupe d'expérience que parmi ceux du groupe de

(1) La phrase "The NIT plans (tested in SIME-DIME) dramatically increased the rate at which marriages dissolved" a fait couler beaucoup d'encre.

(2) Ce programme expérimental ("training program") pouvait augmenter les gains d'activité du mari et donc accroître la stabilité du couple, ou majorer les gains d'activité de la femme, avec l'effet inverse, en rendant l'épouse financièrement moins dépendante de son conjoint.

(3) Ce second cas ne fait malheureusement pas l'objet de commentaires explicatifs chez G.J. DUNCAN (1987) qui le relève.

- contrôle), et non seulement des divorces mais aussi des remariages qui peuvent les suivre ;
- un système de N.I.T. qui maintient aux mères isolées le montant de l'A.F.D.C. mais qui innove en donnant également une allocation aux couples unis, augmente le coût relatif de la rupture (par rapport au système de l'A.F.D.C.) et devrait donc aller dans le sens d'une plus grande stabilité conjugale. L'effet net d'un N.I.T. (par rapport à l'A.F.D.C.) est en revanche indéterminé si, à la fois, il accroît l'allocation aux mères isolées et verse une prestation aux couples intacts ; ce dernier système peut effectivement pousser à l'instabilité maritale ;
 - si l'A.F.D.C. ne brise guère les mariages, il est reconnu que l'A.F.D.C. augmente doublement le nombre des mères isolées :
 - . en dissuadant les mères célibataires de se marier et les divorcées de se remarier (pour ne pas perdre l'A.F.D.C.) ;
 - . en incitant les femmes chefs de famille à habiter chez elles et non au sein d'un ménage à groupes multiples ;
 - une comparaison stricte de l'A.F.D.C. et de divers systèmes de N.I.T. devrait tenir compte des aspects non-monétaires (automaticité de l'obtention du N.I.T., comparée aux formalités exigées pour l'A.F.D.C. ; stigmatisation éventuelle associée à l'A.F.D.C. et non au N.I.T., qui est une prestation versée à tous sans discrimination, etc.).

Ces diverses considérations montrent l'écart entre les études américaines et ce qui devrait être fait en France pour analyser correctement, en l'absence de toute expérimentation du type N.I.T., l'effet des prestations familiales, les unes étant sous condition de ressources et d'isolement, les autres étant uniquement sous condition de ressources, d'autres enfin (comme les allocations familiales) étant forfaitaires.

3) En France, les études mesurant l'effet des prestations familiales sur la stabilité des couples ne sont pas très nombreuses⁽¹⁾.

Décrite dans notre rapport de 1986, l'analyse de B. LEMENNICIER n'est pas sans soulever quelques questions cruciales, et nos propres travaux (1986) tombent également sous le coup de la critique, en raison notamment de la petite taille des échantillons concernant la population générale (issue de la première vague du panel de ménages lorrains) et de la petite taille de l'échantillon de bénéficiaires de l'A.P.I. ; cette faible taille des échantillons disponibles

(1) Signalons à ce propos une utile synthèse de la littérature relative au fonctionnement économique de la famille après le divorce, synthèse réalisée par Laura CARDIA-VONECHE et Bernard BASTARD (RECHERCHES ET PREVISIONS. Supplément n°8 de juin 1987. C.N.A.F. pp.49-54). Prenant appui sur ce panorama, L.CARDIA-VONECHE et B.BASTARD ont par ailleurs réalisé d'intéressantes monographies auprès de familles divorcées, et ils ont proposé une typologie des attitudes de ces familles.

a gêné la replication intégrale du modèle des choix alternatifs ("counterfactual") à la DANZIGER, mais elle n'a pas empêché l'obtention de résultats sur la base de l'analyse, par des modèles de hasard, des durées d'isolement des femmes ayant bénéficié de l'A.P.I. ; ces résultats, quoique certes fragiles, montrent l'existence d'un effet tout à fait significatif de l'A.P.I. sur la durée d'isolement.

En conclusion de cette brève analyse des résultats obtenus dans la littérature, essentiellement américaine, on peut souligner à la fois l'intérêt et les limites d'une approche qui prendrait d'emblée en compte, simultanément, le rôle des prestations familiales sur l'activité et sur le statut matrimonial ;

- son intérêt principal tient à ce que l'interaction supposée entre ces trois pôles serait ainsi évaluée, au lieu de postuler l'exogénéité d'un des trois éléments pour n'étudier que les deux autres ;
- sa limite essentielle est due à la faiblesse vraisemblable de certains effets étudiés, faiblesse que laissent supposer les résultats de la littérature ; ainsi peut-on craindre que la modélisation simultanée des choix d'activité et de vie en couple n'apporte, pour l'analyse de l'offre de travail et du rôle des prestations familiales, que peu de différences par rapport à un modèle à équation unique, posant le choix de vie en couple comme exogène.

Mais puisque c'est précisément l'objet de travaux empiriques que de répondre à des questions comme celle de l'importance relative de l'effet indirect des prestations familiales sur l'activité via les décisions de vie en couple, nous tenterons cette démarche intégratrice, sans en espérer pour autant la mise en lumière d'effets de grande ampleur, jusque là inaperçus.

Nous aurions aimé faire reposer notre approche intégratrice sur des statistiques nationales croisant prestations, activité et statut matrimonial ; mais de telles statistiques n'existent pas pour le Luxembourg et, s'agissant de la France, il est difficile de trouver des publications sur ce thème précis ; en effet, les analyses publiées se rapportent le plus souvent à deux (seulement) des trois éléments qui nous intéressent, ou elles ne concernent qu'une catégorie particulière de femmes ; ainsi, par exemple :

- Guy DESPLANQUES et Michel de SABOULIN (1986) étudient-ils, sur la base de l'enquête Famille de 1982, les interruptions d'activité mais non les reprises d'activité, qu'il aurait été souhaitable de relier aux changements éventuels de statut matrimonial ;
- Louis ROUSSEL (1979), à partir de la même source, s'intéresse aux seules femmes chefs de famille sans conjoint ;
- Suzanne THAVE (1987) tire parti de l'enquête Emploi de mars 1985 pour donner une image de la répartition de la population féminine selon l'activité ; mais l'analyse, fort intéressante, détaille surtout les comportements des mères au foyer vivant en couple ;

- Marie-Gabrielle DAVID, Krzysztof STARZEC et Françoise EUVRARD (1987), poursuivant l'exploitation de l'enquête CERC-INED de 1981 sur la vie familiale et la vie professionnelle de plus 4000 mères de famille (cf. F.EUVRARD, M.G.DAVID, K.STARZEC, 1985), apportent de précieuses informations sur deux groupes particuliers : les mères isolées (321 femmes) et les familles nombreuses (438 mères de quatre enfants et plus) : y sont croisés, en particulier, les critères d'activité et de structure des revenus (avec la part des prestations familiales) ; mais, sauf erreur, on ne trouve pas dans ces deux rapports de tableaux synthétiques croisant, pour toutes les mères, isolement/vie en couple, activité/vie au foyer et montant des prestations familiales.

Tels sont les principaux enseignements que l'on peut tirer des approches monodomaine, que viennent prolonger les (rares) approches multidomaines, qui embrassent d'un coup choix de vie en couple et choix d'activité.

III. Quatre approches multi-domaines, modélisant l'interdépendance des choix d'isolement et d'activité.

Pour chacun des quatre modèles nous exposerons d'abord sommairement les principes sur lesquels il se fonde, avant d'envisager son intérêt et ses limites dans la perspective de la présente étude.

Le premier modèle exprime un choix entre des alternatives explicites ; le deuxième constitue une tentative d'intégration théorique des choix d'activité domestique et marchande ; le troisième envisage simultanément les décisions de divorce et d'activité marchande ; le dernier détermine de façon conjointe, pour des jeunes gens, l'activité et le fait de vivre ou non chez ses parents.

A. Un modèle de choix entre des alternatives explicites.

1) Exposé sommaire du modèle.

R. HUTCHENS, G. JAKUBSON et S. SCHWARTZ (1986) ont bâti un modèle qui relie quatre décisions :

- le mode de cohabitation : vivre en couple, vivre sans conjoint et dans son propre ménage, vivre sans conjoint mais au sein d'un autre ménage (celui de ses parents, par exemple) ;
- la poursuite des études ;
- l'activité marchande ;

- le fait de recevoir l'A.F.D.C..

A chaque statut de cohabitation est associé un certain nombre de caractéristiques qui, prises ensemble, procurent une certaine utilité, attachée à ce statut. Il est alors fait l'hypothèse que chaque femme maximise son utilité sur la base d'anticipations rationnelles⁽¹⁾ concernant les avantages de chacun des statuts alternatifs qui s'offrent à elles. Il faut donc dans un premier temps évaluer les alternatives ("counter factual") c'est-à-dire les situations dans lesquelles chaque femme pourrait se trouver si elle n'était pas dans sa situation présente (seule connue de l'observateur).

On se rendra ainsi compte de la mesure dans laquelle, par exemple, le fait d'habiter chez ses parents permet, pour une jeune mère, de dégager du temps qu'elle peut affecter à la poursuite de ses études, alors que, si elle vivait seule avec son (ses) enfant(s), elle devrait travailler pour gagner sa vie mais tout en gardant du temps pour s'occuper de sa progéniture.

Puis, dans un second temps, les valeurs prédites ainsi trouvées sont imputées dans un modèle du type système de choix probabilisés (à la McFADDEN) ; de la maximisation de l'utilité découle un choix de statut de cohabitation et des décisions de travail marchand et d'éducation.

L'A.F.D.C., dont l'étude cherche à estimer l'impact sur les choix de cohabitation, intervient en tant que facteur de ces choix (puisque, conditionnelle à l'isolement et aux ressources, l'A.F.D.C. voit son montant varier sensiblement selon le statut de cohabitation⁽²⁾).

2) Intérêts et limites du modèle dans la perspective de la présente recherche.

Le modèle de R. HUTCHENS et alii présente trois aspects qui font de lui celui qui est le plus utile à notre recherche en termes de démarche et surtout de résultats :

- il intègre explicitement l'A.F.D.C. ;
- il relève d'une approche en termes de stocks ;
- il est appliqué aux mères, quel que soit leur statut matrimonial (c'est-à-dire sans se limiter par exemple aux femmes vivant en couple ou aux seules femmes mariées).

(1) L'aversion éventuelle pour le risque n'est pas prise en compte. Pour ce faire, il faudrait ne pas se contenter de comparer l'utilité de chaque statut appréciée par son espérance mathématique, mais il faudrait pondérer ces utilités par un coefficient tenant compte, pour les individus n'étant pas neutres par rapport au risque, de la forme de la distribution des avantages présentés par chaque statut.

(2) Le montant de l'A.F.D.C. versé aux femmes isolées partageant le logement de quelqu'un d'autre (par hypothèse non conjoint) varie sensiblement d'un état à l'autre, cf. R. HUTCHENS et alii (1986) chapitre 2.

Mais ce modèle, qui montre, dans sa forme réduite, un impact significatif de l'A.F.D.C. sur les choix de cohabitation :

- ne nous éclaire pas quant à l'impact qu'auraient des prestations familiales non subordonnées à des plafonds de ressources ;
- s'appuie sur une modélisation de statuts alternatifs sans qu'il soit bien établi que chaque femme a effectivement accès aux statuts autres que le sien, et que l'estimation de ces statuts n'est pas biaisée par l'hétérogénéité de la population étudiée (certaines femmes pouvant être, de façon inobservée, handicapées par rapport aux autres sur les marchés du travail et/ou de la vie en couple) ;
- est appliqué, pour l'essentiel, aux seules mères de moins de 35 ans (ayant au moins un enfant à charge âgé de 18 ans au plus), alors que le problème de l'impact des prestations familiales sur le choix d'activité et d'isolement ne peut être a priori circonscrit en éliminant le cas des femmes ayant 35 ans ou plus ;
- ne permet pas de préciser véritablement l'interdépendance des quatre grands choix étudiés car, même dans la version structurelle du modèle (qui ne donne d'ailleurs, de l'aveu des auteurs, aucun résultat plausible), il n'y a pas véritablement estimation jointe des choix de cohabitation, d'activité et d'éducation⁽¹⁾.

B. Un modèle théorique d'intégration des choix d'activité domestique et marchande.

1) Exposé sommaire du modèle.

A. GROSSBARD-SHECHTMAN (1984) remet en cause l'hypothèse, habituelle dans la plupart des travaux (et ici, en particulier, en ce qui concerne l'analyse de l'offre de travail) du caractère exogène du statut matrimonial.

L'originalité de son approche tient au fait que ce lien qui existe effectivement sans doute entre le marché du travail et le marché matrimonial, elle le voit résider dans le fait que les conditions qui prévalent sur ce dernier altèrent la valeur du temps passé à la maison ; et l'auteur d'illustrer ainsi son propos :

"Par exemple, la valeur du temps d'une femme mariée varie selon le nombre d'hommes seuls et de femmes seules qui environnent son ménage. Ceteris paribus, elle se trouve mieux dans une ville où habitent de nombreux hommes seuls que dans une ville peuplée, de façon disproportionnée, par des femmes seules". (op. cit. p. 863).

Laissant au lecteur le soin de méditer sur cette assertion, nous nous en tiendrons ici au modèle lui-même, fondé sur l'idée que le mariage est vu comme un échange, entre époux,

(1) Les auteurs estiment (op. cit. p.141) que cette stratégie ne donnerait pas de meilleurs résultats.

de travail domestique, ce qui conduit l'auteur à distinguer quatre marchés, croisant le sexe⁽¹⁾ et le type de travail (marchand, domestique). Ces marchés, supposés à l'équilibre (ce qui permet de procéder à l'agrégation des situations individuelles) sont interdépendants parce que les conditions prévalant sur les deux marchés du travail affectent les décisions de mariage et parce que les conditions des deux marchés matrimoniaux affectent les décisions d'activité.

On remarquera qu'il n'est point question ici d'un (classique) marché matrimonial unique, sur lequel se rencontreraient des personnes de sexe différent⁽²⁾ mais de deux marchés du travail domestique.

Ces présupposés conduisent naturellement l'auteur à insister sur le rôle du ratio hommes/femmes (d'âge nubile) dans les choix de mariage et de divorce, mais aussi dans les choix d'activité.

2) Intérêts et limites dans notre perspective.

Cette analyse, purement théorique dans l'article⁽³⁾ analysé (1984), est intéressante en ce qu'elle tente une unification autour du temps de travail, dans ses deux formes, domestique d'une part, marchand d'autre part.

Mais peut-on espérer comprendre les réalités contemporaines sur la base d'un modèle qui met sur pied d'égalité un marché du travail domestique de l'homme et un marché équivalent pour la femme ?

Par ailleurs, aucune explication du rôle des transferts sociaux n'est entreprise dans le modèle théorique.

Quant au modèle empirique (1985), il s'intéresse aux liens entre le divorce et l'offre de travail (dans une optique de flux par conséquent) ; l'impact des coûts du divorce⁽⁴⁾ (qui peuvent se trouver atténués par certains transferts sociaux) est double puisqu'ils affectent à la fois la probabilité de divorce et l'offre de travail de chaque conjoint ; d'où la nécessité de modéliser à la fois le statut matrimonial et l'offre de travail (de chaque conjoint). Mais, en

(1) Selon l'auteur la distinction selon le sexe est fondée sur l'hypothèse que, du point de vue des employeurs, il y a peu de substituabilité entre les travailleurs des deux sexes (op. cit. p. 864).

(2) Une note de bas de page (p. 864, note 1) précise qu'il est fait l'hypothèse que les conjoints sont hétérosexuels.

(3) Cette analyse a été prolongée depuis, par des travaux empiriques, décrits en 1985 dans un papier de travail qu'il est demandé ne pas citer sans la permission des auteurs. Nous ne ferons donc état d'aucun des résultats, qui sont d'ailleurs, dans ce papier, limités à la forme réduite du modèle et qui sont, au demeurant, peu convaincants.

(4) L'auteur reconnaît (p. 29) ne pas disposer d'information correcte sur les coûts du divorce. La source utilisée provient du NIT SIME/DIME.

réalité, il s'agit d'une détermination séquentielle, la probabilité de divorce étant, une fois estimée, incluse parmi les facteurs explicatifs de l'offre de travail.

C. Un modèle intégrant les décisions de divorce et d'activité marchande.

1) Exposé sommaire du modèle.

Beaucoup plus intéressant à notre sens que le modèle précédent, celui proposé par W.R. JOHNSON et J. SKINNER (1986) repose sur l'idée suivante : l'offre de travail d'une femme mariée est affectée par l'incertitude dans laquelle elle se trouve quant à la durée future de son mariage : si cette durée anticipée est faible, ce peut être un investissement rentable que de travailler car, du fait de l'expérience ainsi acquise, cette femme, une fois divorcée, pourra prétendre à des taux de salaire supérieurs.

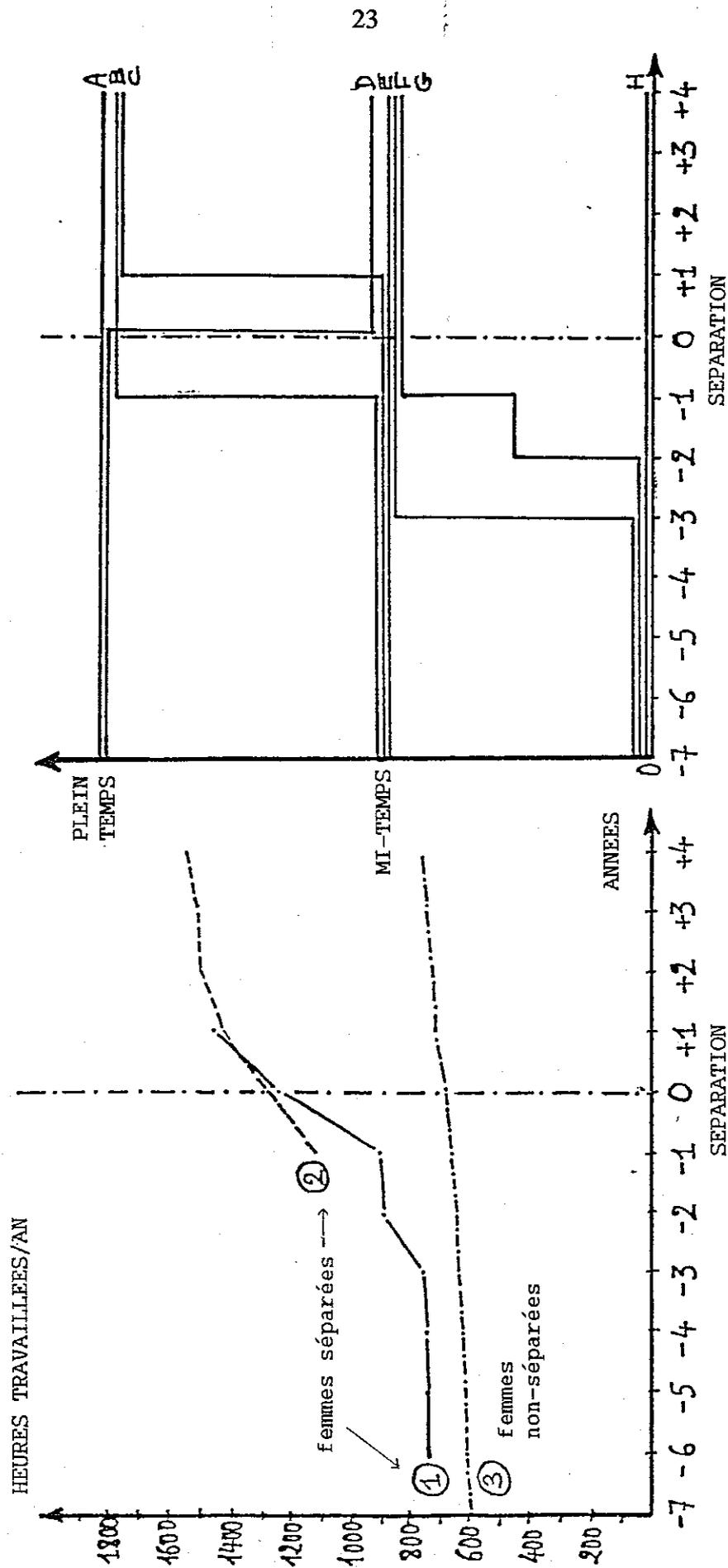
Cette amélioration de sa capacité de gain est d'autant plus nécessaire que si la femme divorce, elle devra travailler davantage que lorsqu'elle était mariée, à la fois parce qu'elle ne pourra plus bénéficier des gains de la spécialisation au sein du couple (spécialisation qui était avantageuse si son taux de salaire était inférieur à celui de son mari) et parce qu'elle aura besoin de revenus pour vivre, étant seule désormais avec ses enfants.

D'où la nécessité de rendre compte par un système d'équations simultanées de cette relation dynamique d'interdépendance qui fait que l'offre de travail actuelle d'une femme mariée est fonction de sa probabilité de divorce futur tandis que cette probabilité est elle-même influencée (positivement) par l'activité actuelle de la femme, qui lui donne les moyens de son indépendance financière.

Ce modèle a été testé à partir de données en coupe transversale (la vague 1972 du P.S.I.D.) sur des couples ayant au moins 4 ans de mariage ; entre 1973 et 1978, 1599 d'entre eux sont restés mariés tandis que 187 couples se sont séparés.

Le pouvoir explicatif global de l'équation relative au divorce est faible ($R^2 = 0,076$) et, parmi la trentaine de variables retenues, six seulement sont significatives au seuil de 5% ; le fait que l'épouse ait travaillé en 1968-69 figure parmi ces variables (avec un signe positif) dans la forme réduite du modèle, mais dans la forme structurelle, le coefficient correspondant n'est plus significativement différent de zéro.

EVOLUTION DES HEURES TRAVAILLEES ET INFLEXIONS AUX ALENTOURS DE L'EVENTUELLE SEPARATION.
 (femmes du PSID séparées entre 1969 et 1977 et restées séparées au moins un an)



TRAJECTOIRES INDIVIDUELLES (fictives)

(illustration de la variété des modalités d'accroissement des heures travaillées, et des ruptures)

VALEURS MOYENNES

(d'après W.R. JOHNSON et J. SKINNER, A.E.R. 1986)

① : 72 femmes connues au moins 6 ans avant leur séparation.
 ② : 116 femmes connues au moins 4 ans après leur séparation.

Quant à l'équation d'offre de travail (divers modèles TOBIT ont été testés), elle voit naturellement son pouvoir explicatif global augmenter fortement quand on introduit parmi les variables explicatives l'activité passée (effet d'inertie⁽¹⁾) : le R^2 passe de 7% à 23% et la probabilité de divorce (ou le fait qu'il ait eu divorce) accroît significativement l'offre de travail ; l'effet croisé divorce-activité passée est lui-aussi significatif, avec cette fois un signe négatif ; ces deux coefficients, interprétés ensemble, impliquent que le divorce affecte surtout l'offre de travail des femmes qui ont une faible expérience de travail.

2) Intérêt et limites dans notre perspective.

Le modèle de W.R. JOHNSON et J. SKINNER présente plusieurs avantages :

- il est fondé sur l'examen attentif de statistiques descriptives reliant les heures travaillées aux années avant et après divorce (cf. figure page 23), statistiques suggérant l'existence d'effets d'anticipation et d'adaptation ;
- ces effets dynamiques sont repris dans un modèle relativement simple, fondé sur des hypothèses plausibles ;
- un test (proposé par Jerry HAUSMAN, *ECONOMICA*, 1978) permet de montrer qu'il n'est pas évident que la probabilité de divorce soit ici endogène ; en revanche l'effet du divorce sur l'offre de travail est substantiel⁽²⁾.

Mais ce modèle présente, dans notre perspective, plusieurs limites :

- il ne prend pas en compte les transferts sociaux ;
- il adopte une optique de flux sans prendre pour autant en compte d'éventuels remariages ;
- il n'est pas sûr que l'effet, mis en évidence par ce modèle, du divorce sur l'offre de travail ne doive pas, en fait, être attribué à des facteurs inobservés (relevant de la catégorie des goûts et préférences) qui influenceraient simultanément le divorce, l'offre de travail et, par exemple, la pratique religieuse (dont l'effet apparent sur la probabilité de divorce est fort). Il en irait ainsi, par exemple, pour des familles pratiquant une religion hostile au divorce et assignant à la femme un rôle de mère au foyer : une faible activité observée irait alors de pair avec une faible divortialité, sans que l'un soit la cause de l'autre ; mais ce problème est, on le sait, général en économétrie.

(1) Parmi les femmes ayant travaillé en 1968-69, 82% travaillaient encore en 1972.

(2) Quand il est tenu compte du biais de sélection (en utilisant l'équation d'activité, dans sa forme réduite, pour calculer l'inverse du ratio de MILL), une élévation de 10% de la probabilité de divorce conduit à prédire un accroissement de 126,6 heures de travail par an (mais ce phénomène ne joue que pour les femmes ayant récemment commencé à travailler).

D. Un modèle de détermination conjointe de l'activité et de la vie chez ses parents.

1) Un exposé du modèle.

Le modèle mis au point par M.B. McELROY (1985) apparaît, de prime abord, étranger aux préoccupations de la présente recherche puisqu'il concerne les choix d'activité et de cohabitation de jeunes hommes célibataires, âgés de 19 à 24 ans (de race blanche et ayant achevé leur scolarité).

Toutefois l'auteur, dans sa conclusion, prétend que son modèle, qui montre le rôle d'assurance-chômage privée joué par le couple parental vis-à-vis de leurs fils (sous forme d'hébergement), peut être étendu au cas des jeunes filles, des femmes (en remplaçant le statut vis-à-vis du ménage parental par le statut matrimonial) et des jeunes adultes de sexe masculin qui, "lorsqu'ils n'obtiennent temporairement que de bas taux de salaire, sont, ceteris paribus, dans une meilleure position pour substituer du loisir au revenu quand ils sont mariés à une femme qui travaille" (op. cit. p. 312).

Apparemment en effet, il s'agit dans tous les cas de problèmes semblables puisqu'il s'agit de déterminer conjointement une offre de travail et une appartenance à tel ou tel type de ménage.

Dans le cas traité par M.B. McELROY, tout jeune homme est supposé commencer par comparer les quantités optimales de biens (biens composites à la HICKS) et de loisir qu'il peut obtenir s'il vit indépendamment de ses parents et s'il vit chez eux ; puis il choisit à la fois un de ces deux statuts et la combinaison optimale de biens et de loisir correspondante. Il s'agit d'un jeu à somme non-nulle (parents et fils peuvent y gagner tous les deux) admettant une solution d'équilibre de NASH. Le modèle formel suit la procédure classique⁽¹⁾ dans le cas où le fils vit seul.

Dans le cas où il vit chez ses parents, les membres du ménage sont supposés agir de concert de façon à maximiser une fonction du critère de NASH⁽²⁾ sous contrainte de budget.

Finalement, quatre situations possibles se présentent :

- le fils vit chez ses parents et travaille (59,6 % des cas observés) ;

(1) Écriture de la fonction d'utilité du fils ; puis écriture des contraintes de temps et de budget, qui déterminent ensemble une contrainte dite de revenu généralisé ("full income") ; écriture de la fonction d'utilité indirecte pour un niveau optimal de consommation et de loisir ; obtention de la fonction d'offre d'heures de travail marchand, via l'identité de ROY s'il existe une solution intérieure et, en cas de solution de coin, écriture du salaire de réserve puis de l'utilité maximale qui peut être atteinte sans travailler (= au chômage ou inactif).

(2) Cette fonction est monotone croissante avec l'utilité du fils et celle de ses parents, et monotone décroissante avec le niveau d'utilité maximale atteint (par le fils d'une part, par ses parents d'autre part) en cas de vie indépendante du fils (au-delà du "threat point", point menaçant).

- il vit seul tout en travaillant (20,2% des cas) ;
- il vit chez ses parents sans occuper d'emploi (16,8% des cas) ;
- il vit seul sans travailler (3,4% des cas⁽¹⁾).

A chaque situation est associée un niveau d'utilité indirecte et une offre de travail (nulle dans les deux derniers cas, ce qui correspond à un salaire de réserve qu'on ne peut préciser qu'en donnant une limite supérieure).

Arguant de la faible fréquence du dernier type de situation, M.B. McELROY ne conserve que les trois autres cas, ce qui lui permet de les ordonner en fonction du salaire offert (= salaire de marché W) :

- tant que W est inférieur au salaire de réserve du fils vivant chez ses parents⁽²⁾, le fils reste à la maison sans travailler ;
- si W devient supérieur à ce seuil, le fils travaille tout en restant chez ses parents ;
- du moins en est-il ainsi tant que le salaire qui lui est offert n'excède pas la limite au-delà de laquelle le fils n'a plus d'avantage financier à rester chez ses parents ; auquel cas il continue à travailler mais en vivant seul.

2) Intérêt et limites du modèle dans notre perspective.

A priori, ce modèle est doublement séduisant :

- par la prise en compte simultanée des intérêts des diverses parties prenantes, en l'occurrence le jeune et ses parents ; alors que, bien souvent, dans le cas de divorce, le statut analytique des deux conjoints est complètement déséquilibré en faveur de la femme ; or, comme le souligne D. BERTAUX⁽³⁾, "pour comprendre le phénomène de la monoparentalité, il faudra bien en venir un jour à prendre en compte la question des hommes (...), qui ont commencé à désertir sans bruit le cadre familial" ;
- par la détermination jointe des choix d'activité et de cohabitation, qui semble pouvoir être transposée au cas des mères, en remplaçant par le choix d'un statut matrimonial ce qui, pour les jeunes hommes étudiés, est une simple question d'arrangement quant au lieu d'habitation.

Mais les limites de ce modèle sont importantes dans la perspective qui est la nôtre ici :

- * à nouveau les transferts sociaux voient leur rôle méconnu ; s'agissant de jeunes hommes célibataires, cela se comprend bien en ce qui concerne les prestations familiales mais moins bien pour ce qui est des indemnités de chômage, surtout dans

(1) La précision de ce pourcentage est illusoire puisqu'il s'agit de 7 individus sur 203 !

(2) Le salaire de réserve du fils vivant seul est, lui, inobservable.

(3) Compte rendu de la journée d'études du 15 mai 1986 sur les familles monoparentales. RECHERCHES ET PREVISIONS. C.N.A.F. Supplément au n°8 du juin 1987. D. BERTAUX renvoie, sur ce thème, au livre remarquable d'une féministe américaine, Barbara EHRENREICH : "The Hearts of Men" (1984).

une étude qui cherche précisément à montrer le rôle d'assurance-chômage privée du foyer parental ;

- * en deuxième lieu, derrière la symétrie apparente des rôles joués, dans le modèle, par le fils et par ses parents, on se demande dans quelle mesure et comment sont prises en compte les préférences et les contraintes des parents (non explicitées sur le plan analytique, du moins dans l'article étudié) ;
- * en troisième lieu et surtout, la transposition au cas des femmes n'a rien du caractère évident que lui donne l'auteur ; en effet, si on peut à la rigueur n'analyser les choix de cohabitation des fils que par rapport aux avantages financiers qu'ils retirent de tel ou tel mode d'hébergement, cette approche serait réductionniste à l'excès si on l'appliquait aux mères de famille : pour elles, vivre en couple peut constituer une solution non seulement avantageuse du fait des économies d'échelle, des possibilités de spécialisation, etc., mais aussi (et peut-être surtout) une solution procurant d'autres avantages ayant peu de substituts marchands satisfaisants et bon marché ; dès lors, l'utilité de la femme mariée ne croît pas nécessairement quand elle cesse de vivre en couple et le schéma adopté pour les jeunes hommes (hiérarchie des trois situations) ne peut être transposé sans précautions. La vie en couple n'étant pas réductible aux dimensions temps de loisir et revenu, elle doit constituer une dimension autonome de l'analyse ;
- * en quatrième lieu les techniques économétriques employées sont complexes et non standard, faisant appel à des logiciels spécifiques et à l'écriture d'un programme FORTRAN évaluant la fonction de vraisemblance, ce qui rend toute replication ou transposition difficile ;
- enfin, en termes de résultats, outre que la plupart des paramètres ne sont connus qu'à un facteur d'échelle près, la taille de l'échantillon (203 individus) tiré d'un échantillon pour 1971 du Matched National Longitudinal Survey ne permet pas d'avoir toute confiance dans les estimations obtenues.

BIBLIOGRAPHIE SOMMAIRE DE LA 1ère PARTIE*

- 1985 BOURGUIGNON François : "Fiscalité, transferts et activité féminine", in "Evaluation des politiques sociales". RECHERCHES ECONOMIQUES ET SOCIALES. C.G.P. n°13-14. La Documentation Française. pp.113-135.
- 1988 CAIN Glen G., WISSOKER Douglas A. : "Do Income Maintenance Programs Break Up Marriages ? A Reevaluation of SIME-DIME". FOCUS vol.10, numéro 4, pp.1-15 [et IRP-Discussion Paper n°850-87].
- 1982 DANZIGER Sheldon, JAKUBSON George, SCHWARTZ Saul, SMOLENSKY Eugene : "Work and Welfare as Determinants of Female Poverty and Household Headship". QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMICS. pp. 519-534.
- 1987 DAVID Marie-Gabrielle, STARZEC Krzysztof, EUVRARD Françoise : "Familles nombreuses, mères isolées. Situation économique et vulnérabilité". Documents du C.E.R.C. n°85. La Documentation Française. 2ème trimestre. 90 p.
- 1986 DESPLANQUES Guy, de SABOULIN Michel : "Activité féminine: carrières continues et discontinues". ECONOMIE ET STATISTIQUE n°193-194. Novembre-décembre. pp. 51-62.
- 1985 ELLWOOD David T., BANE Mary Jo : "The Impact of AFDC on Family Structure and Living Arrangement". RESEARCH IN LABOR ECONOMICS. Vol.7. Ed. Ronald EHRENBERG. JAI Press.
- 1986 ELLWOOD David T., SUMMERS Lawrence H. : "Poverty in America : Is Welfare the Answer or the Problem ?", in "Fighting Poverty. What Works and What Doesn't". (S.H. DANZIGER et D.H. WEINBERG G. ed., Harvard University Press. 418 p.), pp. 78-105.
- 1985 McELROY Marjorie B. : "The Joint Determination of Household Membership and Market Work : The Case of Young Men". JOURNAL OF LABOR ECONOMICS. Vol.3. numéro 3, pp.293-316.
- 1985 EUVRARD Françoise, DAVID Marie-Gabrielle, STARZEC Kristof : "Mères de famille : coûts et revenus de l'activité professionnelle". Documents du C.E.R.C. n°75. La Documentation Française. 2ème trimestre. 163 p.
- 1983 GROENEVELD Lyle P., HANNAN Michael T., TUMA Nancy B. : "Marital Stability", in "Final Report of the Seattle/Denver Income Maintenance Experiment.", vol. I. SRI International. [un premier article de ces auteurs sur ce sujet a été publié dès 1977 dans l'AMERICAN JOURNAL OF SOCIOLOGY, pp.1186-1211].
- 1984 GROSSBARD-SHECHTMAN Amyra : "A Theory of Allocation of Time in Markets for Labour and Marriage". ECONOMIC JOURNAL. vol. 94. décembre, pp.863-882. [+]

* On trouvera dans J.C. RAY, L.S. CARVOYEUR, B. JEANDIDIER (1986) une bibliographie plus étoffée concernant les choix de vie en couple, et dans J.C. RAY, L.S. CARVOYEUR, K.M. LIMAN TINGUIRI (1983) une bibliographie détaillée concernant les choix d'activité.

papier de travail, co-signé avec Michael C. KEELEY, daté de décembre 1985, qui présente quelques résultats empiriques : "A Theory of Labor Supply and Divorce with Application to Income Maintenance Experiments". 34 p. + annexes].

- 1986 HUTCHENS Robert, JAKUBSON George, SCHWARTZ Saul : "Living Arrangements, Employment, Schooling and Welfare Reciprocity of Young Women". Institute for Research on Poverty. Special Report 40. 173 p.
- 1986 JOHNSON William R., SKINNER Jonathan : "Labor Supply and Marital Separation". AMERICAN ECONOMIC REVIEW, vol. 76 n°3. pp.455-469.
- 1984 MOFFITT Robert : "Assessing the Effects of the 1981 Federal AFDC Legislation on the Work Effort of Women Heading Households : A Framework for Analysis and the Evidence To Date". IRP Discussion Paper n°742A-84. juin.
- 1983 RAY Jean-Claude, CARVOYEUR Laure-Suzanne, LIMAN TINGUIRI Kiari Mamadou : "Allocation de Parent Isolé et désincitation au travail". Rapport de recherche pour le Commissariat Général du Plan. Octobre. 258 p.
- 1986 RAY Jean-Claude, CARVOYEUR Laure-Suzanne, JEANDIDIER B. : "Transferts sociaux et modes de cohabitation. Le cas des femmes ayant des enfants à charge". Rapport de recherche pour le Commissariat Général du Plan et la MIRE. Septembre. 376 p.
- 1985 RIBOUD Michèle : "An Analysis of Women's Labor Force Participation in France : Cross-Section Estimates and Time-Series Evidence". JOURNAL OF LABOR ECONOMICS. Vol.3 n°1, pp.S 177- S 200.
- 1975 ROSS Heather L., SAWHILL Isabel V. : "Time of Transition. The Growth of Families Headed by Women". The Urban Institute. Washington, D.C., 223 p.
- 1979 ROUSSEL Louis : "Les femmes chefs de famille sans conjoint en France". POPULATION. mars-avril. vol. 34. n°2. pp.443-451.
- 1987 THAVE Suzanne : "Les mères au foyer en mars 1985". RECHERCHES ET PREVISIONS. n°7. janvier. pp.17-19.
- 1985 UHR E., EVANSON E. : "Measuring the Effects of the Reagan Welfare Changes on the Work Effort and Well-Being of Single Parents". FOCUS. vol. 8. n°1. pp.1-8.
- 1986 WILSON William Julius, NECKERMAN Kathryn M. : "Poverty and Family Structure : The Widening Gap between Evidence and Public Policy Issues", in : "Fighting Poverty. What Works and What Doesn't". (S.H. DANZIGER et D.H. WEINBERG G. ed., Harvard University Press. 418 p.), pp.232-259.

DEUXIEME PARTIE

NOTRE APPROCHE, SES ORIGINALITES, SES LIMITES

2ème PARTIE : NOTRE APPROCHE, SES ORIGINALITES, SES LIMITES.

Notre travail s'appuie sur un certain nombre de résultats statistiques et sur des interprétations trouvées dans la littérature concernant séparément l'offre de travail et les choix matrimoniaux ; en complément à ces éléments, qui constituent l'assise de nos recherches, nous avons utilisé les données à notre disposition pour en tirer des statistiques descriptives (croisant activité et isolement) que nous avons confrontées les unes aux autres. Enfin, nous avons entrepris de mesurer, à l'aide de divers modèles économétriques, les effets des prestations familiales sur l'activité et l'isolement.

Ce sont ces trois étapes qui sont successivement détaillées dans les lignes qui suivent.

I. L'étape de synthèse des travaux existants.

De l'examen détaillé de la littérature théorique et empirique sur le thème étudié (cf. 1ère partie ci-dessus), nous avons tiré les hypothèses de travail suivantes :

A. L'hypothèse très générale⁽¹⁾ que nous faisons est que même si, pour l'agent gérant les prestations, elles apparaissent comme de pures conséquences réglementaires des choix d'activité et d'isolement faits par les allocataires, les prestations familiales peuvent en réalité influencer aussi, en retour en quelque sorte, l'activité féminine; en effet les femmes, connaissant la législation et en observant les effets sur leurs voisines, amies, parentes, etc., peuvent être tentées, si elles le peuvent, d'adapter leurs comportements à cette législation qui n'est globalement neutre ni vis-à-vis de l'activité ni vis-à-vis de la situation familiale. Du fait des interactions entre choix d'activité et choix d'isolement, cette influence des prestations familiales sur l'activité féminine peut être double:

- directe, en raison des modulations prévues par la législation en fonction des ressources des allocataires;
- indirecte, via l'impact de certaines prestations familiales sur les choix d'isolement, sachant que l'isolement interagit avec les comportements vis-à-vis de l'activité ; en effet, lorsque l'isolement n'est pas contraint, la femme n'en décide vraisemblablement pas sans envisager les conséquences de l'isolement du point de vue de l'activité qui va

(1) S'inscrivant dans le courant de la modélisation des comportements individuels, notre approche est centrée sur la population féminine adulte et non âgée, car, aux deux extrémités du cycle de vie, activité et isolement ne font sans doute guère l'objet de véritables choix.

devoir être la sienne; inversement, la situation de la femme vis-à-vis de l'activité peut, de multiples façons, peser sur ses choix de situation matrimoniale, et en particulier d'isolement.

Compte tenu de cette éventualité d'une double influence des prestations familiales sur l'activité féminine, nous avons essayé de tester l'impact des prestations sociales sur l'isolement et sur l'activité, en essayant de faire, si c'est possible, la part du premier effet dans le second.

B. S'agissant d'abord de l'isolement, nos hypothèses sont les suivantes :

a) Comme l'ont montré de nombreux travaux statistiques récents caractérisant les femmes isolées (adultes mais non âgées), l'isolement est souvent lié à plusieurs éléments :

- l'isolement est avant tout, massivement, une question d'âge; la difficulté vient du fait que l'élévation très rapide, entre 20 et 30 ans, de la courbe (d'allure plutôt parabolique) de la proportion de femmes vivant en couple, risque de rendre délicate la mise en évidence d'autres facteurs d'isolement à ces âges-là ;
- au-delà de 30 ans les taux de célibat varient selon la catégorie de commune et selon la catégorie socio-professionnelle (avec des effets de structure dus à la corrélation entre la taille de la commune et la répartition de sa population par P.C.S.) ;
- ces effets d'âge devraient être distingués d'un effet de génération, la tendance au célibat tardif s'accroissant dans les jeunes générations (passage du taux de célibataires parmi les femmes de 30-34 ans, de 10% à 13% de 1975 à 1981 selon les enquêtes Emploi) tandis que, aux âges plus jeunes, le développement de la cohabitation juvénile joue en sens inverse du recul de la nuptialité (ex: du RP 1968 au RP 1982, le pourcentage de femmes mariées à 25 ans recule de 70% à 60% environ, mais du RP 1975 au RP 1982, le taux de cohabitation hors mariage des femmes de 25 ans passe de 5% à 15% environ);
- si on distingue les femmes selon qu'elles ont ou non des charges de famille (ce qui est essentiel pour notre propos puisque l'objectif est d'apprécier l'impact des prestations familiales), on doit tenir compte d'hétérogénéités marquées au sein de la population des familles monoparentales dirigées par des femmes: d'un côté on trouve des femmes plutôt jeunes, célibataires (dont certaines choisissent délibérément leur état de mère seule); de l'autre, des femmes mariées séparées, ou qui ont été mariées et qui sont maintenant divorcées ou veuves (cette gradation correspondant, en moyenne, à des âges de plus en plus élevés). Il faut bien voir que, pour cette seconde catégorie de femmes, il n'est pas évident de dire si leur isolement est choisi ou contraint: cette question a été traitée de façon différente par divers auteurs (cf. notamment G.S. BECKER, E.M. LANDES et R.T. MICHAEL (1976), D. WOLF (1977),

Sh. DANZIGER et alii (1981), S. SCHWARTZ (1981)⁽¹⁾ et il serait trop long de développer ici leur argumentation. On en retiendra simplement qu'aux yeux de l'économie sociologique l'important est moins de savoir dans quelles conditions telle femme est devenue isolée (car il est bien difficile de faire la part des préférences et des contraintes) que de constater qu'elle reste isolée: à moins qu'il ne s'agisse d'une situation transitoire, ces auteurs considèrent qu'il y a choix, surtout si on exclut de l'analyse les femmes d'un certain âge.

b) Mais ces caractéristiques socio-démographiques des femmes isolées, si elles peuvent s'interpréter en termes de facteurs d'isolement (âge, métier prenant, mentalités du milieu de vie, etc.) n'éclaircit guère d'autres déterminations possibles de l'isolement: on songe d'emblée à la beauté, au caractère, au style d'éducation reçue, etc.. Mais ces facteurs, sans doute importants, sont difficiles à quantifier et en tout cas moins familiers à l'économiste que les revenus, primaires et de transferts, dont la femme peut bénéficier. Or ces revenus, parce qu'ils ne sont connus ni par les recensements ni par les enquêtes Emploi, sont habituellement ignorés quand on décrit les caractéristiques des femmes isolées, ce qui donne l'impression que le rôle des variables économiques est faible, surtout si on donne aux différences de fréquence d'isolement selon la P.C.S. une interprétation essentiellement démographique et culturelle du type : "mariées, les ouvrières et les femmes personnel de services voient leurs maris mourir plus tôt ou divorcer souvent; célibataires, elles sont plus souvent mères" (Données Sociales 1984 p. 448).

Ce que la présente recherche a donc tenté, c'est précisément, à partir d'enquêtes incluant des données détaillées sur les revenus, la mise en relation de l'isolement et de ces revenus primaires et secondaires, en essayant de contrôler les autres variables.

Au-delà des mouvements naturels de constitution des couples aux âges jeunes et de séparation par décès aux âges plus avancés, on s'attend à constater une certaine liaison entre revenus actuels ou potentiels et isolement; on peut en effet penser aux modes d'influence suivants des revenus sur l'isolement :

- une femme mariée désirant mettre un terme à la vie commune s'interrogera sur ses ressources ultérieures: à moins d'envisager immédiatement une autre union, elle prendra en compte les transferts sociaux dont elle conservera la disposition si elle garde la charge de ses enfants, et elle y ajoutera certaines prestations spécifiques liées à l'isolement, comme elle s'interrogera sur ses opportunités de gains marchands

⁽¹⁾L'analyse de ces travaux et leurs références détaillées figurent dans : RAY J.C., CARVOYEUR L.S., JEANDIDIER B. (1986).

(fonctions de sa qualification, de son expérience antérieure, de la demande locale d'emplois correspondants, etc.) ;

- de même une femme isolée sera d'autant moins contrainte de changer de situation matrimoniale pour des raisons économiques qu'elle pourra disposer de revenus autonomes suffisants.

En résumé, notre hypothèse est donc la suivante, en ce qui concerne l'isolement : la multiplicité de ses déterminants démographiques et socio-culturels ne saurait exclure le rôle de facteurs économiques, au rang desquels on trouve les prestations familiales; le signe de la relation n'étant pas en cause (car toutes les prestations, et pas seulement l'A.P.I. ou l'Allocation de Soutien Familial, procurent des ressources autonomes à l'allocataire), ce qui est en débat c'est l'importance relative de cette liaison. Autrement dit, la théorie laisse présager un signe positif mais ne prédit pas l'importance du coefficient, qu'il faudra calculer le mieux possible.

C. S'agissant maintenant de l'activité, on peut reprendre la même démarche que pour l'isolement: présentation des traits associés à l'inactivité puis rôle possible des prestations familiales.

Deux remarques préliminaires s'imposent cependant:

- d'une part, de même que l'isolement s'oppose autant au mariage qu'à la cohabitation hors mariage, l'inactivité s'oppose à la fois à l'occupation d'un emploi et au chômage (caractérisé, on le sait, par la recherche active d'un emploi);
- d'autre part c'est bien l'activité qui constitue l'objet final de l'étude: l'examen de la question de l'isolement ne constitue qu'un détour nécessaire pour la détermination de ce qui, dans la liaison entre activité et prestations familiales, tient à l'enchaînement prestations-isolement-activité.

Nous venons d'examiner le premier maillon (prestations-isolement) ; il reste à préciser le second: isolement avec prestations-activité. Les prestations familiales engendrent peut-être une certaine incitation à l'isolement (elles constituent du moins un contrepois aux contraintes financières incitant à vivre avec un apporteur de revenus), mais, parmi les isolées supplémentaires ainsi "créées", la part de celles qui travailleront (surtout à temps plein) sera moins forte qu'elle ne le serait en l'absence de transferts. L'effet net des prestations familiales, via l'isolement, sur l'activité est par conséquent sans doute positif mais il se traduit aussi par un glissement du temps plein au temps partiel, si les emplois proposés le permettent.

Autrement dit, en procurant des ressources aux mères, le système de prestations familiales peut exercer sur l'activité deux effets: d'une part il aide à vivre isolées celles que

seules des considérations financières incitaient à rester en couple, ce qui peut déboucher sur une demande d'activité complémentaire (à temps partiel par exemple); d'autre part, les prestations familiales atténuent la nécessité de travailler à temps plein, quel que soit le statut matrimonial.

Après ces remarques préliminaires, présentons les traits associés à l'inactivité puis le rôle possible des prestations familiales sur l'activité féminine.

a) Les caractéristiques des femmes inactives.

- La courbe des taux d'activité féminine par âge a subi, on le sait, d'importantes déformations au cours des années récentes, du fait notamment d'une plus grande continuité de la vie professionnelle: les femmes interrompent moins souvent leur activité et elles la reprennent plus tôt qu'avant. Du point de vue qui est le nôtre ici, cette évolution simplifie la prise en compte du facteur âge (qui se mêle en fait à un important effet de génération); nous n'avons pas pu prendre en compte en revanche, sur la base des données transversales dont nous disposions, les effets de génération (qui recouvrent notamment la tendance à être actives pour améliorer son statut social, pour disposer d'une indépendance financière immédiate et de ressources personnelles en cas de séparation, etc.) ;
- ceci dit, à âge égal et pour des raisons d'emploi du temps, le nombre (surtout à partir de deux enfants : cf. S.LLOLIVIER, 1984) et l'âge des enfants (surtout l'âge du dernier enfant) vont jouer en faveur de l'inactivité, ainsi sans doute que les projets d'élargissement futur de la taille de la famille (la perspective d'avoir un troisième enfant incitant à s'arrêter de travailler dès la naissance du deuxième); faute d'être connus par une question directe concernant les intentions du couple, ces projets auraient pu être reliés aux nombres de frères et soeurs de chacun des conjoints, mais la combinaison de ces deux approximations risquait de déboucher sur une corrélation trop ténue ;
- le niveau de qualification de la femme (dont l'effet est statistiquement difficile à séparer de celui du revenu et de la qualification de son conjoint, en raison de l'intensité de l'homogamie et à cause de l'association entre profession du conjoint et répartition sexuelle des tâches) influence également les taux d'activité, sans que l'on sache très bien faire la part de ce qui tient à l'offre d'emplois (les taux de chômage décroissent à mesure que la qualification s'élève) et de ce qui est lié à l'intérêt financier et non financier du travail ; on rejoint par ce biais le rôle du nombre d'enfants sur l'activité de leur mère, non pas cette fois pour des raisons d'emploi du temps, mais pour des raisons de maintien du niveau de vie de la famille; sauf lorsque les revenus du conjoint sont substantiels, la compensation des coûts de l'enfant pousse la mère à travailler, surtout si son environnement le lui permet ;

- enfin les données d'environnement (familial et géographique) jouent en effet un rôle non négligeable dans les décisions d'activité, qu'il s'agisse des conditions dans lesquelles s'opère la garde des enfants ou du taux de chômage local.

b) Comme pour l'isolement, le rôle des prestations familiales sur l'inactivité est méconnu, bien qu'il s'agisse d'un facteur dont l'effet revenu est loin d'être négligeable, surtout pour le quartile inférieur de la distribution des revenus, comme l'a montré F. BOURGUIGNON (1985).

Notre hypothèse est donc de même nature que celle que nous avons faite à propos du lien entre prestations familiales et isolement: le système français de prestations familiales induit sans doute un moindre besoin de revenus et va donc plutôt dans le sens d'un freinage du mouvement des femmes vers l'activité; mais il est probable qu'en l'absence d'un véritable salaire maternel (sauf cas particuliers) le coût d'opportunité de la présence permanente au foyer est trop élevé pour que les femmes ne cherchent pas à travailler, quitte à ce que ce soit plutôt à temps partiel lorsque c'est possible. Et ceci reste sans doute vrai malgré la multiplication des prestations sous conditions de ressources, puisque le plafond associé à la plus fréquente de ces prestations (le complément familial) est relativement élevé et se trouve majoré lorsque la famille perçoit deux revenus.

Ce que nous avons tenté de tester c'est donc l'existence d'une liaison négative et statistiquement significative entre l'inactivité et l'ensemble des transferts financiers à caractère familial (quotient familial exclu, par conséquent, faute de données).

Cette globalisation montre une des limites de l'étude : on ne sera pas en mesure de séparer les effets de chaque prestation, pas plus qu'on ne pourra isoler l'impact de chaque paramètre pour une prestation donnée (son montant de base, sa modulation en fonction du nombre et de l'âge des enfants, le taux d'imposition implicite correspondant à l'éventuelle diminution de ce montant lorsque les revenus du ménage s'élèvent, etc.).

D. Ces hypothèses s'inscrivent donc dans le cadre d'une problématique de choix individuels; nous nous plaçons délibérément dans l'optique de G.S. BECKER et de sa théorie économique du mariage: le mariage est jugé d'autant plus avantageux pour les partenaires que le degré de spécialisation entre les conjoints est plus élevé; en particulier, si un des conjoints est plus efficace professionnellement que l'autre, et si l'un au moins des conjoints doit s'occuper des tâches domestiques, c'est ce conjoint qui devrait travailler à l'extérieur tandis que l'autre exercera son activité à la maison.

Contrat en principe à long terme entre les partenaires, le mariage produit des résultats utiles aux partenaires: amour, sécurité, compagnie, enfants, revenus du travail, productions domestiques, etc., que chacun estime et prévoit à sa façon; donc chaque futur partenaire se fait une certaine idée des gains qu'il pourra retirer du mariage avec telle personne (gains étalés dans le temps et actualisés), ainsi que de la contribution qui devra être celle de chacun.

Mais, une fois mariés, les conjoints évaluent implicitement ou explicitement ce que pourrait être leur situation s'ils divorçaient, que ce soit pour rester (au moins temporairement) isolés ou que ce soit pour se remarier avec une autre personne; bien sûr, une séparation implique généralement des coûts de transition (frais de procédure de divorce, coût d'opportunité du temps passé en démarches, versement durable de pensions alimentaires, etc.) et une nouvelle union comporte aussi des coûts (de recherche d'un conjoint et d'information pour permettre d'évaluer ce que seraient les avantages et les inconvénients d'une vie avec ce partenaire).

Le mariage dure tant que la somme actualisée des gains qu'il procure excède la somme actualisée des inconvénients représentés par les pertes associées à un futur divorce; du moins tant que ce bilan est plus favorable que celui représenté par une situation alternative.

Plus précisément, ce qui est déterminant c'est l'utilité totale que retirent les conjoints du mariage, et c'est elle qui doit être comparée à la somme des utilités que retirerait chaque conjoint s'il adoptait une autre solution matrimoniale; en effet on peut supposer que si un des partenaires ne gagne plus au mariage, son conjoint a intérêt, par des concessions, à lui faire partager son propre gain d'utilité (ce qui offre d'ailleurs un terrain propice à des stratégies de désinformation de la part du conjoint X qui a compris tout le profit qu'il peut tirer de la présentation, à son partenaire Y, d'une indication sous-estimée de l'utilité actuelle de Y pour X et d'une indication surestimant les opportunités qui s'offrent à X ailleurs); pour lutter contre ces effets d'une information dissymétrique, la loi peut par exemple proscrire (ou rendre très coûteux) les divorces contre la volonté d'un des conjoints.

L'existence d'enfants, considérés comme constituant un capital non parfaitement divisible et non réalisable en cas de divorce, et surtout comme un capital-spécifique au couple des parents, introduit quelques difficultés dans l'analyse, et une certaine inertie des choix. Leur présence est déterminante quant aux conditions de règlement du divorce, à travers la question des pensions alimentaires.

L'important pour nous, ici, est le fait que les choix matrimoniaux sont liés aux choix relatifs à l'activité marchande; ainsi une femme qui considère peu probable un divorce, et

qui est moins que son mari susceptible de gagner de l'argent en travaillant à l'extérieur, n'hésitera-t-elle pas, en principe, à se consacrer aux tâches domestiques, surtout si elle a de (jeunes et/ou nombreux) enfants. Ce faisant, elle renforce la stabilité de son mariage par les satisfactions que son activité domestique apporte à son époux ; elle réalise donc un investissement dans le mariage, investissement d'autant plus risqué que la probabilité de divorce est élevée. Le coût d'opportunité de sa stratégie d'investissement familial, c'est le gain en expérience qu'elle n'acquiert pas sur le marché du travail, et c'est l'obsolescence de sa qualification, facteurs qui se conjugueront, en cas de divorce, pour lui rendre plus difficile sa recherche d'emploi et moins rémunérateur le poste qu'elle trouvera.

C'est pourquoi il est bien compréhensible que de nombreuses femmes, conscientes de l'extension du phénomène de divorce, cherchent à se protéger en partie contre les conséquences financières qu'aurait cette rupture; leur aversion pour le risque les amène donc à diversifier leurs investissements en cherchant à travailler à l'extérieur.

Mais, ce faisant, elles ne font pas que se prémunir contre un risque de chute du niveau de vie en cas de divorce; on peut penser qu'en travaillant elles accroissent ce risque, et cela pour plusieurs raisons ; d'une part elles consacrent moins de temps à la maison, ce qui diminue les gains du mariage parce que soit la production domestique baisse, soit le mari doit y contribuer largement, au mépris de la théorie de la spécialisation⁽¹⁾ ; d'autre part elles peuvent rencontrer, dans le cadre de leurs activités professionnelles, des partenaires possibles, ce qui améliore leur information quant aux opportunités qui sont réellement les leurs.

Allant plus loin, on peut voir des stratégies délibérées de préparation au divorce dans la façon dont certaines femmes cherchent à retravailler, pour gagner les moyens financiers de leur indépendance et, le moment venu, quitter leur mari.

En sens inverse, le travail de la femme accroît le niveau de vie du ménage (même si on impute sur ses gains les frais de garde et si on déduit les économies que sa présence au foyer permettait de réaliser en matière de nourriture par exemple), ce qui va en principe dans le sens d'une stabilité accrue (si on ne compte pas la fatigue qui est la contrepartie du travail professionnel cumulé avec le travail domestique).

Comme, par ailleurs, les femmes, une fois divorcées, essaient de travailler (ou de travailler davantage qu'auparavant), surtout si le divorce est intervenu un peu inopinément

(1) Bien sûr ce schéma est réversible dans le cas où le mari est moins qualifié professionnellement que sa femme ; réversible à ceci près que la substituabilité n'est pas encore parfaite, pour des raisons biologiques! Le cas d'époux ayant tous les deux approximativement les mêmes opportunités de gains marchands est plus délicat et il n'est guère traité dans la littérature, malgré sa fréquence de nos jours.

(abandon du mari ou brusque décision de la femme, sans préparation), on constate une liaison dynamique entre travail et statut matrimonial, le volume de travail professionnel croissant avant et après le divorce.

Voilà ce qui ressort de la première étape de la recherche, consistant en une synthèse des travaux existants.

II. L'étape de combinaison des descriptions tirées de sources multiples.

A. Les sources statistiques que nous avons confrontées.

La caractéristique commune à quatre d'entre elles est qu'elles sont récentes (second semestre 1985). Ceci dit, elles appartiennent à deux catégories qui se différencient fortement tant par leur nature que par le type d'exploitations qui en sera fait.

a) Enquête en Lorraine.

- première vague annuelle d'un panel (= réinterrogation périodique des mêmes personnes) élaboré pour comprendre de façon dynamique les effets des politiques sociales.
- 715 ménages représentatifs de la population lorraine
- interrogés par l'I.N.S.E.E. en novembre-décembre 1985
- sur la base d'un questionnaire détaillant en particulier les variables d'activité et les revenus de transferts.

b) Enquête au Luxembourg (Centre d'Etudes de Walferdange : C.E.P.S).

- première vague annuelle du panel luxembourgeois
- 2000 ménages représentatifs de la population du Grand-Duché
- interrogés de juin à octobre 1985
- sur la base d'un questionnaire extrêmement voisin du questionnaire lorrain, parce qu'élaboré en commun.

c) Enquête Famille associée au recensement de 1982.

Ayant déjà donné lieu à des travaux au plan national (DESPLANQUES 1985), cette enquête concerne 12000 femmes en Lorraine ; elle approfondit, pour les femmes (mariées ou non) ayant au moins 17 ans au recensement, leur itinéraire personnel sur le plan familial et professionnel (durées de solitude, situation professionnelle avant la rupture d'union, etc.).

d) Fichier de la C.A.F. de Meurthe-et-Moselle.

Il s'agit d'un fichier spécial constitué par un allocataire sur dix en Meurthe-et-Moselle (tirage aléatoire).

e) Statistiques de la C.N.A.F. concernant les prestations légales par département.

B. Les résultats descriptifs.

Après cette phase comparative, dans une perspective de cadrage, nous avons étudié séparément d'une part le fichier de la C.A.F. de Meurthe-et-Moselle et d'autre part les deux panels et l'enquête Famille, mis en parallèle dans toute la mesure du possible.

III. L'étape économétrique.

Ayant donc acquis une certaine connaissance de nos bases de données à travers les analyses descriptives mentionnées ci-dessus, nous avons pu passer à la phase ultime de la recherche, dont l'objectif était d'essayer de mesurer, si possible *ceteris paribus*, l'effet des prestations familiales sur l'activité et l'isolement.

Deux démarches parallèles ont été entreprises à ce niveau :

- d'une part des modèles d'équations simultanées ont été bâtis, tant sur la base des données C.A.F. que sur la base des deux panels ;
- d'autre part, nous avons tenté d'apprécier l'existence d'effets différentiels des prestations familiales et de logement sur les incitations/désincitations à travailler et à vivre en couple.

L'exposé détaillé des techniques utilisées précédera immédiatement, en troisième partie, l'exposé des résultats obtenus ; aussi l'objet des brefs développements qui suivent est-il plutôt de donner une idée de la démarche d'ensemble suivie et des difficultés rencontrées.

1) Comme cela a été indiqué précédemment, la littérature relative aux effets des transferts sur l'isolement nous faisait plutôt nous attendre à :

- un effet net assez faible ; mais ceci ne préjugait en rien de l'ampleur respective des effets de sens opposé que prévoit la théorie dès lors que l'on prend en compte l'impact indirect via l'activité : ainsi les prestations familiales peuvent-elles pousser directement à l'isolement mais également freiner l'isolement parce qu'en décourageant l'activité elles peuvent en partie inciter à la recherche d'un conjoint apporteur de revenu ;
- un effet net plutôt faible sur des populations particulières (ex : bénéficiaires de l'A.P.I.) et donc, a fortiori, à un effet très faible sur la population en général (qui est ici objet de l'étude).

2) S'agissant de l'activité, sa modélisation implique en principe le recours à une double équation (participation ou non au marché du travail, volume horaire travaillé) afin de prendre en

compte le biais de sélection qui vient du fait que les variables d'emploi ne sont observées que pour les femmes qui travaillent effectivement.

En fait cette technique, que nous avons employée dans un rapport antérieur (1983) ne modifie pas nécessairement de façon substantielle les résultats, ainsi que l'ont montré Sh. DANZIGER et alii (1982) dans le cas particulier de leur étude et avant de renoncer à faire usage de l'inverse du ratio de MILL. Ce n'est toutefois pas une raison suffisante pour décider a priori de ne pas tenir compte de cette manière d'un éventuel biais de sélection : il aurait fallu d'abord essayer, ce que nous n'avons pas fait ici.

3) La difficulté cruciale est ailleurs : elle tient au fait que la variable dont nous voulons cerner le rôle explicatif, à savoir les prestations familiales, n'est pas totalement exogène puisque les barèmes de certaines prestations prennent fortement en compte le statut vis-à-vis de l'isolement et le statut d'activité (via les plafonds de ressources).

D'où la nécessité d'une troisième équation (en sus de l'équation d'isolement et de l'équation d'activité) qui, au lieu de modéliser des comportements individuels, représente le jeu moyen des barèmes de prestations. En France en effet, pour un même nombre d'enfants (d'âges voisins) et pour des ressources comparables, deux familles d'allocataires reçoivent pratiquement les mêmes sommes (sauf au titre de prestations comme l'A.L., l'A.A.H., l'A.E.S. ou l'A.S.F.), ce qui empêche d'introduire côte à côte, comme variables explicatives de l'activité ou de l'isolement, d'une part les P.F. et d'autre part le nombre d'enfants ; et ce qui empêche d'identifier l'impact des P.F. sur l'activité marchande ou sur l'isolement parce que la liaison entre ces variables est à double sens ; ceci est particulièrement net pour l'isolement : d'un côté on pense que les P.F. ont un impact sans doute faible, sauf exceptions, sur l'isolement, et, d'un autre côté, on sait que l'isolement gonfle le volume des P.F. versées à l'allocataire ; par conséquent, essayer d'identifier dans ces conditions l'impact des P.F. sur l'isolement est une gageure : on risque d'interpréter dans un sens (P.F. sur isolement) une relation qui n'est forte qu'en raison de la liaison (institutionnelle) existant dans l'autre sens (isolement sur P.F.). Ceci est encore plus vrai, sans doute, en ce qui concerne l'impact des P.F. sur la fécondité (non étudiée ici), mais est vraisemblablement moins vrai pour l'activité, bien que les revenus d'activité, en majorant les ressources de l'allocataire, fassent soit diminuer les prestations différentielles dont il bénéficie, soit même franchir les plafonds de ressources.

Face à ces problèmes, la parade partielle que nous avons trouvée consiste à modifier le système d'équations simultanées initialement prévu, en rendant l'isolement exogène et en retournant en quelque sorte la première équation : les P.F. deviennent la variable dépendante et ce qu'on modélise alors c'est tout simplement (si l'on peut dire) le barème moyen des prestations familiales.

Au total, nos modèles comprendront donc soit deux équations représentant l'isolement et l'activité, soit deux équations relatives aux prestations et à l'activité, l'isolement étant alors considéré comme exogène.

4) Dans l'idéal, il faudrait pouvoir différencier ces modèles selon les types de femmes ; mais le petit nombre de mères isolées dans la vague 1985 du panel lorrain (et même au Luxembourg, avec un échantillon de taille trois fois supérieure) gêne à la fois les tests de l'équation d'isolement et l'introduction de variables dichotomiques représentant chaque sous-groupe.

D'où l'idée selon laquelle, si on trouve un effet global faible des transferts sociaux sur l'isolement, on ne pourra conclure à l'absence d'impact sur toutes les catégories de mères de famille ; il se pourrait bien que cet impact soit :

- quasi-nul pour les femmes diplômées et ayant une expérience de travail : pour elles, le plus souvent, les prestations familiales ne représentent en effet qu'un petit pourcentage de leurs revenus ;
- faible ou du moins concentré dans le temps pour les femmes temporairement isolées et sans emploi mais qui ont de bonnes chances de (re)trouver un emploi (ou un conjoint) à brève échéance ;
- non négligeable et durable pour les mères sans diplôme et sans expérience professionnelle, n'ayant guère de possibilités d'autonomie financière.

Dès lors, la technique du "counterfactual" n'est pas également applicable à ces trois groupes, puisque les alternatives plausibles ne peuvent pas, pour les femmes du troisième groupe par exemple, être constituées par la situation actuelle moyenne de l'ensemble des femmes mariées de l'échantillon.

5) Ces limites de l'approche par équations simultanées nous ont conduit à réfléchir parallèlement à une autre façon d'appréhender de façon synthétique les effets des prestations familiales sur les incitations/désincitations au travail et à la vie en couple. Nous appuyant sur une représentation graphique relativement simple, nous avons ensuite modélisé (comme on l'explique en détail infra) l'impact relatif des prestations familiales et des prestations de logement sur la rentabilité comparée de deux sources possibles de niveau de vie pour les mères étudiées : leur propre travail ou celui d'un conjoint. Et nous avons mené cette analyse à la fois pour la Lorraine et pour le G. D. de Luxembourg.

* *

*

TROISIEME PARTIE

RESULTATS EMPIRIQUES

3ème PARTIE : RESULTATS EMPIRIQUES.

Après avoir dressé, en première partie de ce rapport, un bilan de la littérature, nous avons (en deuxième partie) exposé notre approche, ses originalités et ses limites.

Il nous reste, dans cette troisième partie, à présenter les résultats que nous avons obtenus.

Nous commencerons par des approches descriptives (chapitre I), faisant d'une part le parallèle entre la Lorraine et le Luxembourg en ce qui concerne l'activité et le statut matrimonial des mères de famille et menant d'autre part une analyse similaire sur la base des données CAF-54.

Puis nous exposerons les résultats des approches économétriques par équations simultanées (chapitre II), avec, successivement, les modèles relatifs à la base de données CAF-54 puis les modèles relatifs aux panels lorrain et luxembourgeois ; un tableau synoptique commenté conclura ce chapitre.

Enfin nous examinerons les résultats d'une autre approche économétrique, consistant à cerner l'impact simultané des transferts sociaux sur l'activité et sur l'isolement (chapitre III).

CHAPITRE I - Approches descriptives.

Nous mènerons successivement deux approches descriptives :

- d'abord sur la base des panels lorrain et luxembourgeois (section 1) ;
- ensuite sur la base des données de la Caisse d'Allocations Familiales de Meurthe-et-Moselle (section 2).

Section 1 - Activité marchande et statut matrimonial des mères de famille : un parallèle Lorraine-Luxembourg.

Faisons l'hypothèse que les prestations familiales constituent un des facteurs susceptibles d'expliquer les différences constatées dans les comportements des mères de familles lorraines et luxembourgeoises en matière d'activité marchande et du statut matrimonial.

Si cette hypothèse est vraie, et à moins que d'autres facteurs (culturels par exemple) ne viennent contrecarrer cet effet différentiel des prestations familiales en Lorraine et au Luxembourg, l'opposition des caractéristiques des sous-populations de mères de famille "isolées/vivant en couple" et "ayant un emploi/n'en ayant pas" devrait permettre d'enregistrer des dissemblances inter-régions⁽¹⁾, puisque les systèmes français et luxembourgeois de prestations familiales, bien que proches, diffèrent sensiblement sur certains points (l'A.P.I., par exemple, n'a pas d'équivalent au Grand-Duché).

Si de telles dissemblances étaient notées, cela ne garantirait cependant en rien qu'elles puissent être attribuées (et surtout exclusivement attribuées) à l'influence des systèmes de prestations familiales.

Et même si on observait une corrélation claire entre caractéristiques de ces systèmes et comportements de femmes vis-à-vis de l'activité marchande et du statut matrimonial, le sens de la causalité (et donc l'effet des transferts sociaux) n'en serait pas pour autant absolument certain: ainsi, par exemple, des prestations généreuses pour les mères restant au foyer peuvent peut-être contrecarrer la hausse des taux d'activité féminins, et cela davantage dans le pays où ces prestations sont les plus avantageuses ; mais, le constat d'une corrélation entre inactivité marchande et générosité des prestations pourrait s'interpréter également selon la causalité inverse : c'est la fréquence de l'inactivité marchande des mères de famille qui, dans

(1) Bien que le Grand-Duché du Luxembourg soit un état à part entière, il est admis que l'on puisse parler, à son propos, de région lorsqu'on effectue des comparaisons intra-européennes, entre par exemple la Sarre allemande, la province belge de Luxembourg (chef-lieu: Arlon), la Lorraine et le Grand-Duché du Luxembourg. Cette acception du terme "région" a en effet des fondements tant géographiques que socio-économiques et elle est recevable dès lors que l'analyse ne porte pas sur des aspects juridiques et politiques.

tel pays, pourrait avoir rendu plus nécessaire qu'ailleurs le versement de prestations familiales substantielles.

Une grande prudence s'impose par conséquent lors de l'examen comparatif Lorraine-Luxembourg que nous allons entreprendre : l'objectif est essentiellement d'attirer l'attention sur d'éventuelles similitudes et sur des différences, qui resteront à expliquer. Si, comme le suggèrent les épistémologues, l'étonnement est à la base du processus de renouvellement des paradigmes, il convient de commencer par examiner les chiffres avec un oeil neuf et curieux, en relevant les écarts (surprises) entre ce qu'on observe et ce à quoi on se serait attendu. Il sera temps ensuite de chercher à discerner si on peut rendre compte de l'ensemble de ces observations au moyen d'un cadre théorique cohérent.

Après avoir précisé les définitions utilisées et la méthode suivie, on présentera les grandes structures comparées des populations étudiées, avant d'envisager leurs caractéristiques critère par critère (nombre d'enfants, niveau d'éducation, etc.).

I - Les définitions utilisées et la méthode suivie

1. Sous l'angle du statut matrimonial on oppose ici les mères qui vivent isolées à celles qui vivent en couple (légitime ou illégitime). Il s'agit dans tous les cas de mères ayant des enfants à charge. Sont à charge les enfants qui sont soit scolarisés, soit non scolarisés mais recevant alors personnellement moins de 36000FF par an (ou, pour le Luxembourg, 247200FB par an).

Rappelons qu'ont été exclues les femmes âgées de moins de 16 ans et celles ayant plus de 54 ans, au motif qu'elles sont peu nombreuses et qu'elles risquent d'introduire trop d'hétérogénéité (sous l'angle de l'activité notamment) au sein de la population étudiée.

2. Sous l'angle de l'activité marchande, on oppose ici les mères qui ont un emploi (qu'elles l'occupent présentement ou qu'elles soient en congé maladie ou maternité par exemple) aux mères qui sont inactives ou chômeuses (c'est-à-dire recherchent activement un emploi sans en avoir un).

Par conséquent le critère retenu n'est, à proprement parler, ni l'offre de travail ni la participation effective à l'activité marchande; toutefois les différences sont peu importantes en pratique puisque, parmi les isolées, aucune des 73 mères luxembourgeoises ne recherche d'emploi; en Lorraine c'est le cas de cinq isolées sur 27.

3. On parlera de situation pour désigner la combinaison des deux critères précédents. Quatre situations seront donc étudiées ici, et contrastées les unes par rapport aux autres avant d'entreprendre le parallèle Lorraine-Luxembourg:

- mères vivant en couple et sans activité marchande (code CN)
- mères vivant en couple et ayant un emploi (code CE)
- mères isolées et sans activité marchande (code IN)
- mères isolées et ayant un emploi (code IE)

Les femmes vivant en couple (code C) ou vivant isolées (code I) seront également étudiées globalement, comme le seront les femmes ayant un emploi (E) et celles qui n'en n'ont pas (N), quel que soit leur statut matrimonial.

Pour chaque caractéristique des femmes qui nous est connue à travers les deux échantillons lorrain et luxembourgeois, on a construit deux tableaux distincts, un par région; y sont croisés les critères d'activité et de statut matrimonial, si bien que, dans chaque case correspondant à chacune des quatre situations possibles, on peut lire, ligne par ligne, le nombre de mères concernées par telle modalité de chaque variable discrète étudiée (et les pourcentages horizontaux et verticaux correspondants, ainsi que la fraction qu'elles représentent par rapport à l'ensemble de l'échantillon).

S'agissant des variables continues (les revenus notamment), l'information est plus riche puisque c'est une distribution statistique que l'on peut associer à chaque situation. Cependant, compte tenu de la petite taille des sous-échantillons relatifs aux situations d'isolement, en Lorraine en particulier, nous nous bornerons à comparer les revenus moyens par situation.

La comparaison Lorraine-Luxembourg peut être menée de multiples manières ; on aura ici fréquemment recours au procédé suivant : pour chaque région, un classement des situations sera d'abord établi, en commençant par la situation dans laquelle telle modalité de la variable étudiée (l'existence d'enfants de moins de quatre ans par exemple) est plus fréquente que dans les autres situations. On sera alors en mesure de noter similitudes et éventuelles interversions de classements Lorraine-Luxembourg et on sera en mesure de s'interroger sur leurs raisons d'être, surtout si les différences de rang correspondent à d'importants écarts de fréquence relative. Pour reprendre l'exemple précédent, on notera que, en Lorraine, la situation dans laquelle la présence d'enfants de moins de quatre ans est la plus fréquente est celle caractérisée par l'isolement et l'inactivité marchande, tandis qu'au Luxembourg, tout au contraire, les mères qui sont le plus souvent dans ce cas sont celles qui vivent en couple et qui ont un emploi.

Bien sûr toutes ces comparaisons ne sont qu'exploratoires puisqu'elles sont notamment tributaires des multiples effets de structure qui traversent les échantillons étudiés. Ce sera justement un des intérêts de l'approche économétrique que de permettre de se rapprocher d'un raisonnement ceteris paribus. Néanmoins l'examen descriptif entrepris ici est un préliminaire nécessaire à ces analyses statistiques plus sophistiquées, puisqu'il permet de caractériser, sous un angle très particulier (celui, précisément, qui est au coeur de l'étude, à savoir les différences de comportements selon l'activité et le statut matrimonial), les populations étudiées de part et d'autre de la frontière franco-luxembourgeoise.

Il convient également de souligner, au titre du caractère limitativement exploratoire de la démarche descriptive, le fait que les échantillons étudiés ne prétendent pas être représentatifs des populations régionales dans leur ensemble. Ces échantillons de mères ne constituent que des sous-ensembles de deux ensembles de ménages enquêtés en Lorraine et au Luxembourg ; ensembles qui eux-mêmes, pour être convenablement représentatifs, auraient nécessité d'être repondérés.

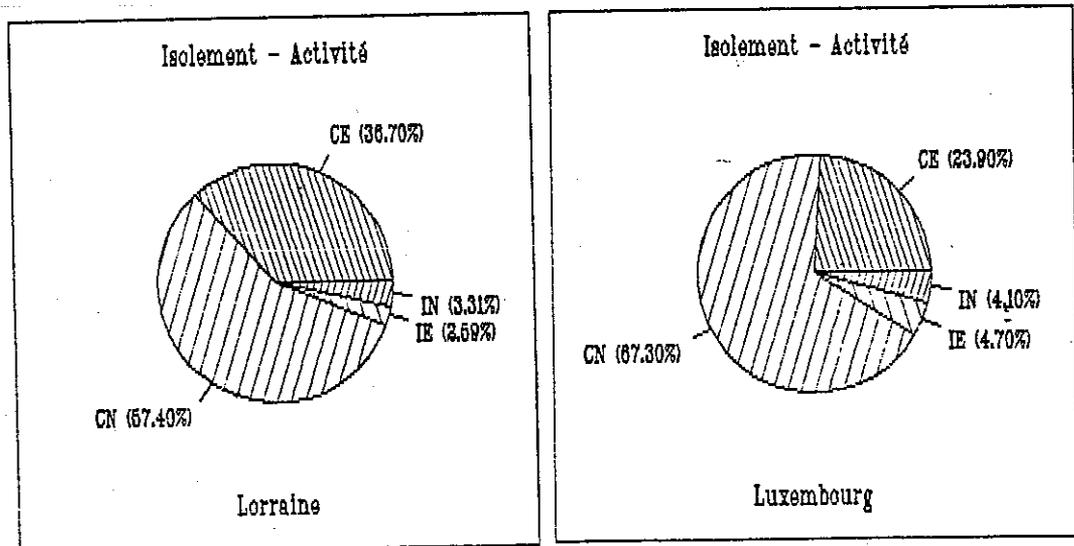
II - Les grandes structures comparées des deux échantillons.

Avant d'analyser de façon comparative les traits distinctifs de chacune des huit sous-populations sous revue (obtenues par combinaison, deux à deux, des trois critères binaires suivants: activité, statut matrimonial, région), il importe de présenter l'importance numérique respective de chacun de ces groupes, que l'on supposera pour l'instant homogènes en leur sein.

	Vivent en couple			Vivent isolées			Total
	Emploi	Sans emploi	Total	Emploi	Sans emploi	Total	
LORRAINE	36,7 % 167 39,0 %	57,4 % 261 61,0 %	94,1 % 428 100 %	2,6 % 12 44 %	3,3 % 15 56 %	5,9 % 27 100 %	100 % 455
LUXEMBOURG	23,9 % 198 26,2 %	67,3 % 559 73,8 %	91,2 % 757 100 %	4,7 % 39 53 %	4,1 % 34 47 %	8,8 % 73 100 %	100 % 830
CODES	CE	CN	C	IE	IN	I	T
	Ont un emploi			N'ont pas d'emploi			Total
	Couple	Isolée	Total	Couple	Isolée	Total	
LORRAINE	36,7 % 167 93,3 %	2,6 % 12 6,7 %	39,3 % 179 100 %	57,4 % 261 94,6 %	3,3 % 15 5,4 %	60,7 % 276 100 %	100 % 455
LUXEMBOURG	23,9 % 198 83,5 %	4,7 % 39 16,5 %	28,6 % 237 100 %	67,3 % 559 94,3 %	4,1 % 34 4,3 %	71,4 % 593 100 %	100 % 830
CODES	CE	IE	E	CN	IN	N	T

Comme l'illustrent les graphiques ci-dessous, les structures des deux échantillons régionaux diffèrent sensiblement :

- au Luxembourg le pourcentage d'isolées est sensiblement plus important (8,8% contre 5,9%) mais la proportion d'actives est nettement moindre qu'en Lorraine (28,6% contre 39,3%) ;
- les mères de famille vivant en couple au Luxembourg travaillent moins fréquemment que leurs homologues en Lorraine (23,9% contre 36,7%); on note le phénomène inverse chez les femmes vivant isolées mais cette observation est moins assurée, compte tenu de la faiblesse des effectifs des femmes isolées dans chacune des deux régions;
- ces deux constats ont pour corollaire le fait que, parmi les mères qui ont un emploi, la proportion des isolées, quoique relativement faible dans les deux régions, est sensiblement plus importante au Luxembourg (16,5% contre 6,7%).



III - L'analyse comparative des caractéristiques des huit sous-populations.

On envisagera successivement les caractéristiques démographiques, de logements et d'état de santé, puis les caractéristiques économiques (éducation, travail, revenus) de la mère de famille et de son ménage.

A. Les caractéristiques démographiques, de logement et d'état de santé

1) Le statut matrimonial de la mère de famille.

Si on cherche à affiner le clivage isolement/vie en couple, on peut ventiler les mères selon leur statut matrimonial.

Pour l'ensemble des femmes étudiées, la structure par statut matrimonial ne diffère sensiblement d'une région à l'autre que du côté des célibataires (en Lorraine, 3,5% des mères sont célibataires tandis que cette proportion n'est égale qu'à 1,8% au Luxembourg) et du côté des veuves (qui représentent, au Luxembourg, 4,9% des mères vivant en couple, contre 1,1% seulement en Lorraine)

Toutes femmes	Lorraine	Luxembourg
célibataires	3,5%	1,8%
mariées	92,2%	89,6%
séparées	0,6%	1,0%
veuves	1,1%	4,9%
divorcées	2,6%	2,7%
TOTAL	100%	100%

Parmi les mères célibataires luxembourgeoises, 10 sur 15 sont isolées, tandis que cette proportion est moindre en Lorraine (9 sur 16); par définition, les autres vivent en union libre.

Si on ne s'intéresse qu'aux seules mères isolées, les chiffres absolus sont relativement faibles; on remarque néanmoins, et ceci est important pour la suite, que la moitié des mères isolées au Luxembourg sont des veuves (38 sur 73), et que seules neuf d'entre elles (un quart) travaillent.

En Lorraine, les divorcées et les célibataires représentent chacune le tiers des mères isolées.

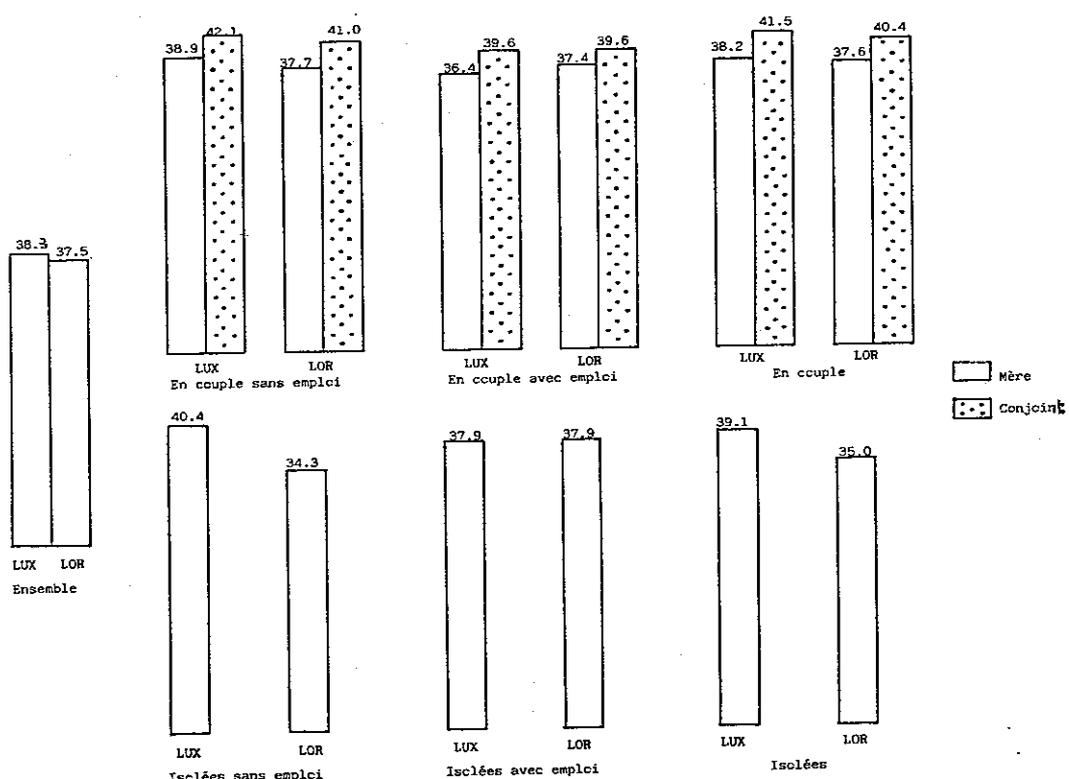
Enfin, si la population des isolées qui travaillent est plus forte au Luxembourg qu'en Lorraine quel que soit le statut matrimonial, en revanche l'écart interrégions est faible pour les divorcées, qui sont pourtant nombreuses à travailler (7 sur 10 en Lorraine, et même 18 sur 19 au Luxembourg). Cet écart est sensible pour les célibataires (2 sur 9 travaillent, dans le cas lorrain, contre 9 sur 10 au Luxembourg).

Sans anticiper trop sur les commentaires, on peut déjà faire remarquer la difficulté de tout lien entre ces constats statistiques et l'existence, en France, de prestations comme l'API (qui est, rappelons-le, sans équivalent au Luxembourg).

L'API aurait-elle un impact de désincitation au travail, notamment pour les femmes qui ne sont pas veuves (veuves exclues, le taux d'emploi chez les mères isolées est en effet égal à 50% en Lorraine contre 86% au Luxembourg)? En fait on est dissuadé de conclure de façon nette dans ce sens, et cela à la fois en raison de l'insuffisance des effectifs, du petit nombre de bénéficiaires de l'API (9 cas en 1985) au sein de l'échantillon lorrain, et en raison enfin du rationnement sur le marché de l'emploi, rationnement qui empêche d'assimiler chômage et refus de travailler (c'est le cas, en Lorraine, de 5 femmes isolées sur 27, alors qu'aucune des 73 mères isolées luxembourgeoises ne se déclare au chômage).

2) L'âge de la mère.

Globalement les deux échantillons ne se différencient pas du point de vue de l'âge des mères (38 ans $\frac{1}{3}$ en moyenne au Luxembourg et 37 ans $\frac{1}{2}$ en Lorraine). Seul le sous-groupe des isolées non actives est nettement plus jeune en Lorraine : 34 ans $\frac{1}{3}$, contre 40 ans $\frac{1}{3}$ au Luxembourg.

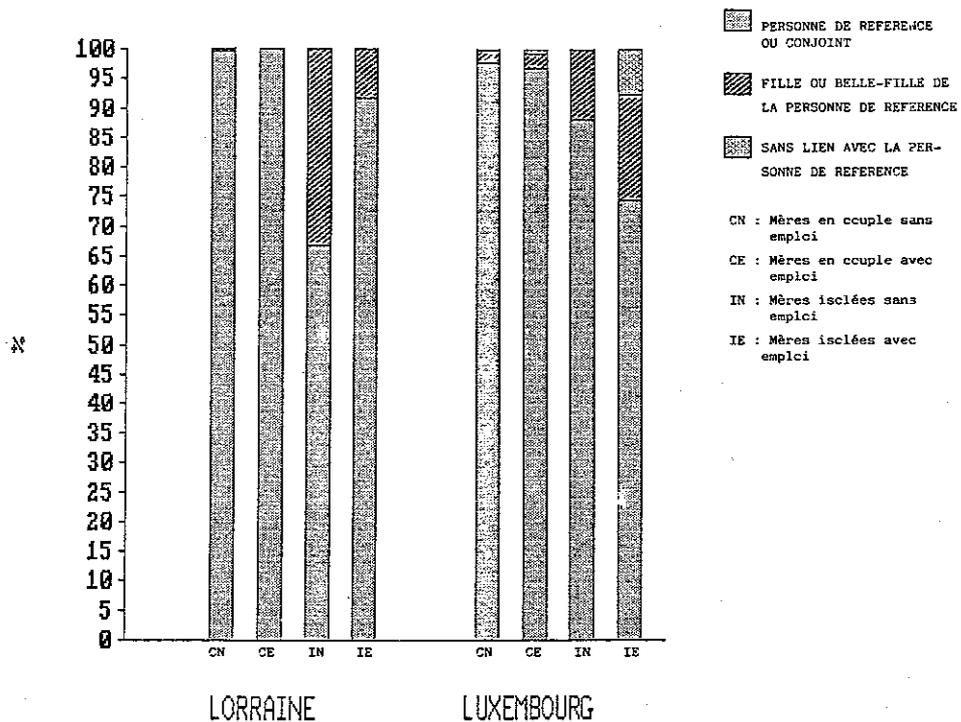


3) Nationalité de la mère.

Dans l'échantillon luxembourgeois, trois mères sur dix sont de nationalité étrangère. De façon très nette les étrangères, qu'elles soient isolées ou en couple (de façon plus marquée dans le second cas), sont sur-représentées dans les sous-groupes de mères au travail. Ainsi, par exemple, les ressortissantes de la C.E.E. (G.D. de Luxembourg exclu évidemment) constituent près de 40% des mères vivant en couple et ayant un emploi (30% chez les isolées) contre 28% dans la population totale de l'échantillon.

Le peu de mères étrangères en Lorraine (10%) et l'absence totale (dans l'échantillon) de mère isolée non-française, ne nous autorise pas à faire sur ce point un parallèle intéressant avec le G. D. de Luxembourg. En revanche, on peut noter que si l'on fait abstraction du mode de cohabitation, alors, comme au Luxembourg, ce sont les mères de nationalité étrangère qui sont sous-représentées (96% contre 90% en moyenne) parmi les mères sans emploi. Le fait que cette sous-représentation soit plus nette en Lorraine peut s'expliquer par le fait qu'au Luxembourg une partie importante des étrangères vient des pays frontaliers, alors qu'en Lorraine la quasi totalité des mères étrangères sont d'origine méditerranéenne (Maghreb et C.E.E. du Sud : Italie, Portugal, Espagne).

4) Lien familial entre la mère et la personne de référence du ménage ("chef de ménage" suivant les règles I.N.S.E.E.).



Dans les deux régions, les mères vivant en couple sont, à quelques très marginales exceptions près (2,5% au Luxembourg et 0,2% en Lorraine), les épouses de la personne de référence. En revanche, dans environ un cas sur cinq, les mères isolées ne sont pas la personne de référence. Cette non-direction du ménage est encore plus nette lorsque la mère isolée travaille (25% des cas) au Luxembourg, et lorsqu'elle ne travaille pas (33% des cas) en Lorraine.

5) La mère vit-elle chez (ou avec) ses parents?

C'est le cas de 3% des mères en Lorraine (6 sur 27 isolées, 7 sur 248 femmes vivant en couple).

L'exemple luxembourgeois contraste avec cette situation: cette forme de cohabitation y est nettement plus fréquente (8% des mères) mais elle concerne, en proportion, beaucoup moins d'isolées (12 sur 73, contre 55 femmes vivant en couple, sur 757).

Autre contraste: alors que parmi les quelques Lorraines isolées qui vivent chez leurs parents ou les hébergent, aucune ou presque ne travaille (5 sur 6), c'est l'inverse qui se passe au Luxembourg (9 sur 12).

Ce qui, malgré la faiblesse des effectifs concernés, amène à se poser des questions quant au type d'arrangements familiaux internes aux ménages concernés: s'agirait-il, en Lorraine, plutôt de (jeunes) femmes recueillies par leurs parents suite à des difficultés matrimoniales (parmi ces 6 Lorraines isolées, 5 sont des filles à la charge de leur mère, suivant la définition de l'enfant à charge dans l'étude), et, au Luxembourg, plutôt de femmes (plus âgées) qui travaillent et hébergent leurs (vieux) parents? Mais ici une analyse plus fine se heurte à la contrainte statistique: les observations sont trop peu nombreuses pour permettre d'apporter à ce type de questions des éléments de réponse fiables .

6) Le nombre total d'enfants

Sous cet angle la différence est nette entre la Lorraine et le Luxembourg, d'un point de vue global: 2,37 enfant en moyenne par ménage dans le premier cas (1078/455) et 1,78 dans le second (1478/830); cet écart est corroboré par le fait que les familles de trois enfants et plus représentent 18% des ménages au Luxembourg contre 40% en France; les résultats diffèrent peu si, au lieu de s'intéresser aux enfants présents dans le ménage, on considère uniquement les enfants de la femme étudiée (la proportion de ménages ayant trois enfants et plus passe alors en effet, respectivement, à 18% et 37%).

NOMBRE DE MÈRES SUIVANT LE NOMBRE D'ENFANTS A CHARGE DE LA MÈRE (comparaison d'effectifs Lorraine/Luxembourg)

Lorraine

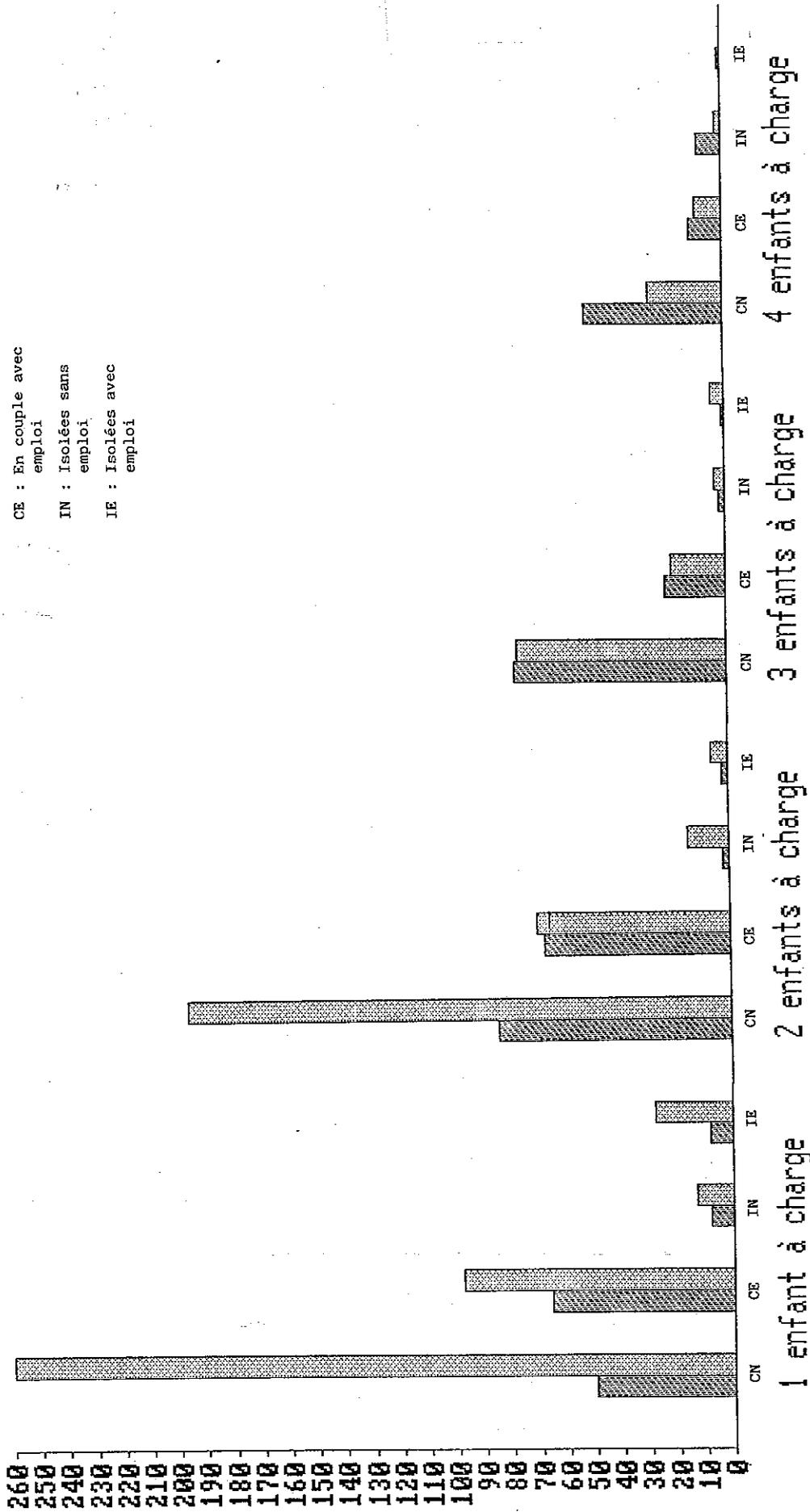
Luxembourg

CN : En couple sans emploi

CE : En couple avec emploi

IN : Isoiées sans emploi

IE : Isoiées avec emploi



En Lorraine, les femmes qui vivent en couple et qui travaillent ont, plus souvent que la moyenne de leurs compatriotes (de l'échantillon) un ou deux enfants; ce qui n'est pas le cas au Luxembourg, où leur situation, comme celle des 559 femmes qui vivent en couple mais sans activité marchande, ne diffère guère de la moyenne luxembourgeoise.

Quant aux homologues lorraines de cette dernière catégorie de mères, elles ont plutôt trois ou quatre enfants.

Enfin, du côté des isolées, si, en Lorraine comme au Luxembourg, celles qui ne travaillent pas ont plutôt un seul enfant, celles qui travaillent ont, en Lorraine, plutôt un enfant mais plutôt deux au Luxembourg.

Dans la perspective de la présente étude on peut donc conclure:

- à une quasi-absence, au moins apparente, de lien entre activité féminine et nombre d'enfants dans le cas du Luxembourg ;
- mais à une liaison négative entre ces deux phénomènes dans le cas lorrain, au moins pour les mères vivant en couple.

7) Le nombre d'enfants par tranche d'âge.

On peut affiner l'analyse précédente en distinguant les enfants selon leurs âges.

a) S'agissant d'abord des enfants de moins de quatre ans, la similitude est frappante entre la Lorraine et le Luxembourg : 0,31 enfant de moins de quatre ans, en moyenne par ménage, dans le premier cas (142/455) et 0,29 pour le Luxembourg (240/830).

Si on considère les distributions du nombre de jeunes enfants par famille les résultats sont également équivalents entre les deux régions puisque, parmi les ménages étudiés, trois ménages sur quatre n'ont pas d'enfants de moins de quatre ans, un sur cinq en a un et 4% en ont deux ou plus.

Les différences interrégionales viennent plutôt des caractéristiques des ménages qui ont un enfant de moins de quatre ans (et un seul) :

- en Lorraine sont plutôt dans ce cas les mères isolées sans activité marchande (une sur deux, contre une sur cinq parmi l'ensemble des Lorraines) ;
- au Luxembourg, cette catégorie de mères a plutôt moins souvent que les autres (un cas sur huit contre un cas sur cinq, globalement) un enfant de moins de quatre ans. En revanche, ce sont les couples dont la femme travaille qui ont, un peu plus souvent que les autres ménages, un jeune enfant à charge (un cas sur quatre contre un cas sur cinq

globalement). Tandis que, en Lorraine, cette catégorie de ménages ne se distingue guère des autres sous cet angle.

A nouveau, les effectifs sont trop minces pour qu'on puisse s'assurer, en étudiant les âges des mères concernées, que n'intervient, pour expliquer ces différences, aucun effet de génération ; il n'y aurait pas en effet incohérence, dans cette hypothèse, entre, d'une part, des couples dont (effet de génération) les deux conjoints travaillent et qui, en raison de leur position dans le cycle de vie, ont un jeune enfant, et, d'autre part, des mères isolées qui, d'une génération plus ancienne par exemple, ne travaillent pas et s'occupent de leur jeune enfant (leur benjamin vraisemblablement).

Et, à nouveau, se pose, à propos des Lorraines, la question de l'éventualité d'une situation de chômage, qui les ferait apparaître, à tort, différentes de leurs homologues luxembourgeoises sous l'angle de l'offre de travail.

b) Avec le cas des enfants de 4 à 6 ans, la disparité Lorraine-Luxembourg s'accuse: 0,33 enfants en moyenne par ménage en Lorraine (151/455) contre 0,20 seulement (170/830) au Luxembourg.

En Lorraine les ménages comprenant un enfant de cet âge seraient plutôt ceux des mères vivant en couple et travaillant à l'extérieur.

Au Luxembourg, il s'agirait plutôt des mères isolées, sans que le fait de travailler ou de rester au foyer introduise une distinction significative.

c) L'écart Lorraine-Luxembourg s'atténue à nouveau lorsqu'on s'intéresse aux enfants de 7 à 17 ans: 1,16 en moyenne en Lorraine (527/455) contre 1 (829/830) au Luxembourg.

- Les ménages ayant un seul enfant dans cette tranche d'âge correspondent plutôt, en Lorraine, à ceux dans lesquels la mère vit en couple et travaille, tandis qu'au Luxembourg il s'agit plutôt des ménages de mères isolées, travaillant ou non à l'extérieur.
- Quant aux ménages qui ont deux enfants de 7 à 17 ans, ce sont plutôt, en France, ceux des mères vivant en couple mais ne travaillant pas, et, au Luxembourg, ceux des femmes isolées et n'ayant pas d'activité marchande.

8) La garde des enfants du ménage.

12% des mères lorraines déclarent avoir recours à un mode de garde pour l'un ou plusieurs des enfants du ménage, contre seulement 9% au Luxembourg. Lorsqu'il y a garde, dans un cas sur deux au Luxembourg (et presque autant en lorraine) la mère fait appel à son

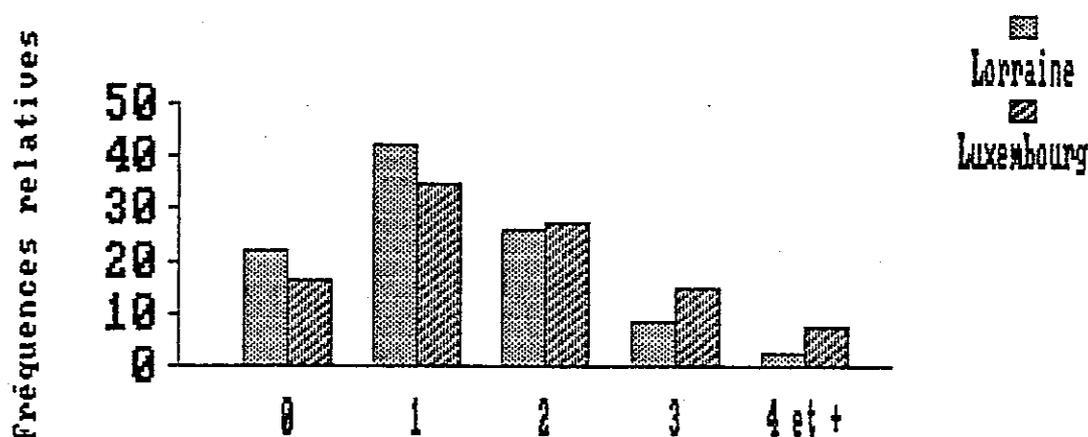
entourage familial. Ceci explique, sans doute, la forte proportion de déclarations de gratuité de la garde (49% en Lorraine et 47% au Luxembourg quel que soit le mode de garde). Dans un cas sur cinq, dans les deux régions, la mère a recours à une gardienne ; dans les autres situations, en Lorraine elle confie ses enfants à des ami(e)s (et curieusement jamais à une crèche) alors qu'au Luxembourg l'enfant sera placé soit à la crèche ou halte-garderie, soit chez des ami(e)s ou voisin(e)s. Dans les deux échantillons, la garde concerne naturellement presque exclusivement des mères qui travaillent (sauf 3 cas lorrains et 17 cas luxembourgeois) mais la faiblesse des effectifs concernés n'autorise pas tirer des conclusions à propos de l'opposition isolée/en couple.

Type de mère	LORRAINE					LUXEMBOURG				
	en couple		isolée		TOTAL	en couple		isolée		TOTAL
	sans emploi	avec emploi	sans emploi	avec emploi		sans emploi	avec emploi	sans emploi	avec emploi	
Modes de garde										
famille hors père et mère	2	23	0	0	25	9	23	0	5	37
gardienne	0	9	0	3	12	3	11	0	2	16
crèche, halte garderie	0	0	0	0	0	4	6	0	2	12
amies, voisin, autres modes	1	17	0	0	18	0	8	1	0	9
sans garde	258	118	15	9	400	543	150	33	33	756
total	261	167	15	12	455	559	198	34	39	830

9) Le nombre d'"enfants" (personnes de moins de 16 ans) vivant dans le ménage.

Si on ne restreint plus maintenant l'analyse aux seuls enfants de la femme mais à toutes les personnes de moins de 16 ans qui vivent dans le ménage (ce qui est une étape nécessaire pour le calcul du nombre d'unités de consommation et donc du niveau de vie), on s'aperçoit que l'allure de la distribution diffère sensiblement d'une région à l'autre.

(On notera que, parce que la population n'est composée que de ménages ayant des enfants à charge, la modalité 0 correspond aux familles n'ayant que des enfants ayant plus de 15 ans).



Nombre d'enfants de moins de 16 ans

Si on tient compte de l'activité de la mère, on remarque que celles qui travaillent ont, plus souvent que celles qui n'ont pas d'emploi, un seul enfant, et ont un second enfant moins souvent que ces dernières; ce phénomène s'accroît encore avec le troisième enfant.

Cette conclusion, conforme aux observations faites généralement en France, s'avère également vraie pour le Luxembourg.

10) Le nombre d'"adultes" (personnes de 16 ans et plus) vivant dans le ménage.

Au total, le nombre d'"adultes" dans le ménage diverge peu, en moyenne, d'une région à l'autre (2,98 au Luxembourg, contre 2,83 en Lorraine); la différence est cependant légèrement plus sensible pour le sous-groupe des mères vivant en couple (3,02 contre 2,85) que pour les isolées (2,53 contre 2,51).

En Lorraine, plus souvent qu'au Luxembourg (1 cas sur 3 contre 1 cas sur quatre), la mère isolée vit effectivement seule, c'est-à-dire sans aucun adulte de plus de 15 ans.

Quels que soient le mode de cohabitation et la région, la présence de deux "adultes" constitue la situation la plus fréquente (46% des ménages luxembourgeois et 52% des ménages lorrains); cette situation est surreprésentée lorsque la mère travaille et vit en couple.

Quant aux ménages de trois "adultes", ce sont plutôt ceux des mères isolées, ce qui pourrait correspondre aux cas des jeunes mères vivant encore chez leurs parents. Au-delà de trois "adultes", il s'agit, pour la région du Luxembourg, essentiellement de ménages où la mère vit en couple sans travailler (famille nombreuse dont les enfants aînés ont plus de 15 ans, couple

ayant des ascendants à charge), alors qu'en Lorraine il s'agit plutôt de ménages de mères isolées.

11) La présence, dans le ménage, d'un adulte non à charge, autre que la mère ou son (éventuel) conjoint.

Il peut s'agir d'un grand enfant, mais aussi des parents, par exemple. Cette présence est rencontrée beaucoup plus fréquemment au Luxembourg (36% des ménages) qu'en Lorraine (13%).

En Lorraine il s'agit surtout des ménages de mères isolées (30% d'entre eux sont concernés par une telle présence d'adulte non à charge), avec une fréquence un peu plus élevée parmi les mères qui ne travaillent pas (une de ces femmes sur trois est dans ce cas, contre une sur quatre parmi les mères qui travaillent).

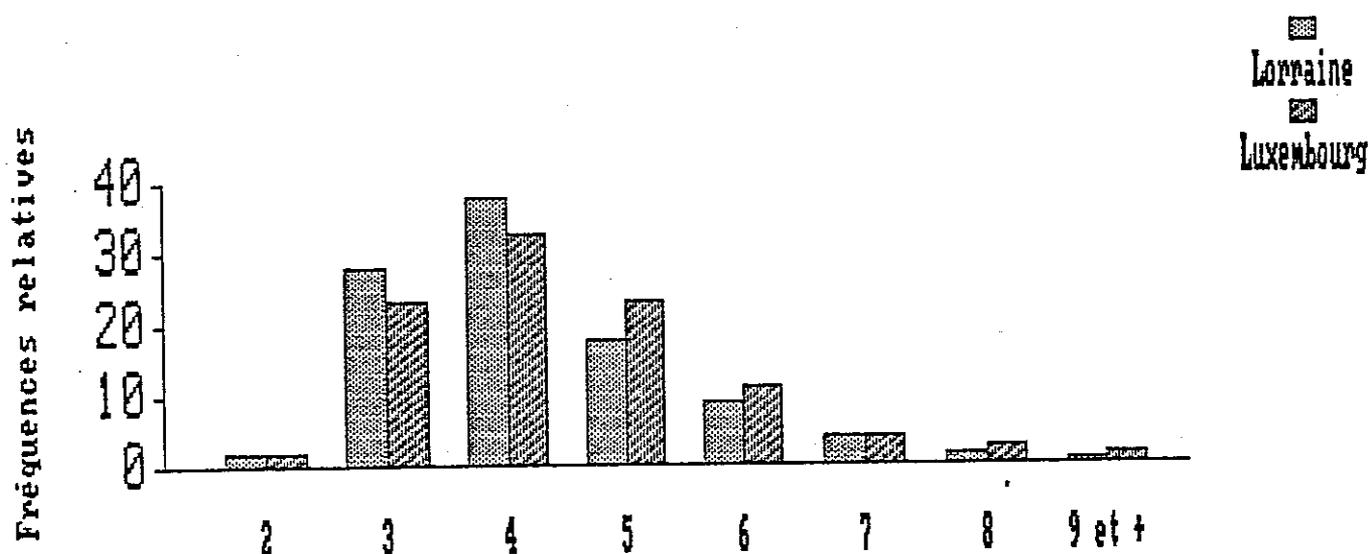
Au Luxembourg on retrouve, parmi les ménages dans lesquels est présent un autre adulte, le même phénomène de surreprésentation des ménages de mères isolées; mais la proportion de femmes concernées est bien supérieure à celle notée en Lorraine: plus d'une femme isolée sur deux, qu'elle ait ou non un emploi.

Dans le cas des femmes vivant en couple, cette présence d'un adulte non à charge est plus rare que dans le cas des mères isolées, mais elle concerne quand même une proportion non négligeable des foyers: 12% en Lorraine, sans différence significative selon que la mère occupe ou non un emploi; 34% au Luxembourg, avec, cette fois une nette accentuation du phénomène parmi les femmes qui ne travaillent pas à l'extérieur (37% d'entre elles sont concernées, contre 27% pour les ménages dont la mère occupe un emploi).

L'importance de la fréquence de cette présence d'un adulte non à charge (et donc vraisemblablement apporteur de revenus) aidera à expliquer, au moins en partie, le niveau de ressources relativement élevé, au Luxembourg, du revenu moyen des ménages des femmes vivant en couple mais sans emploi, par rapport aux revenus de leurs homologues françaises (qui sont, en proportion, trois fois moins nombreuses à avoir, dans leur ménage, un adulte non à charge, autre que leur conjoint).

12) La taille du ménage.

La comparaison des histogrammes relatifs à la Lorraine et au Luxembourg montre essentiellement que les ménages de 3 et 4 personnes sont davantage représentés au Luxembourg, alors que ce sont plutôt ceux de 5 et 6 personnes qui sont les plus fréquemment rencontrés en Lorraine. (Naturellement, s'agissant de mères ayant des enfants à charge, les ménages comprennent tous plus d'une personne).



Taille du ménage

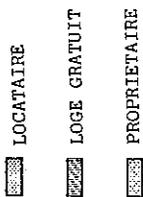
Mais ce qui nous intéresse ici au premier chef c'est le lien entre la taille du ménage et la situation d'activité et la situation matrimoniale de la mère.

Sous cet angle on note une différence interrégionale sensible en ce qui concerne les ménages de 3 ou 4 personnes:

- les ménages de 3 personnes se rencontrent plutôt:
 - . en Lorraine, chez les femmes vivant en couple et travaillant;
 - . au Luxembourg, chez les femmes isolées ne travaillant pas.
- les ménages de 4 personnes se rencontrent plutôt:
 - . en Lorraine, chez les femmes vivant en couple et travaillant;
 - . au Luxembourg chez les femmes vivant en couple et ne travaillant pas.
- les ménages de 5 et 6 personnes sont plus fréquents, en Lorraine comme au Luxembourg, parmi les ménages dans lesquels la mère vit en couple et n'a pas d'activité marchande.

13) Le statut d'occupation du logement du ménage.

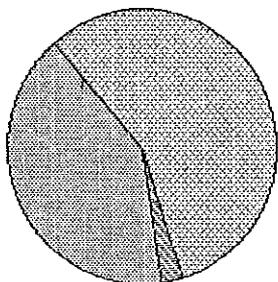
En Lorraine comme au Luxembourg, et par rapport à l'ensemble des mères étudiées, les mères isolées vivent plus souvent dans un logement loué (dans 40% des cas contre 27% en moyenne au Luxembourg, et dans 78% des cas contre 36% en moyenne en Lorraine).



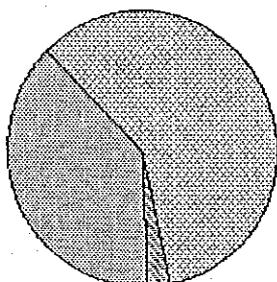
 LOCATAIRE

 LOGE GRATUIT

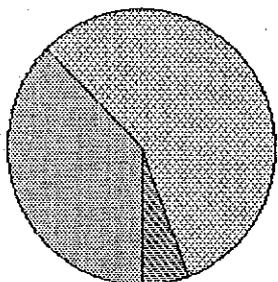
 PROPRIETAIRE



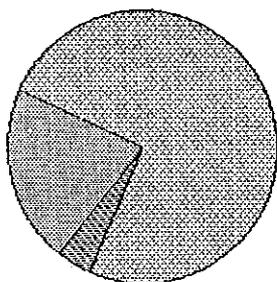
ISOLEES AVEC EMPLOI



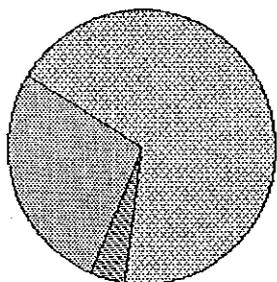
ISOLEES SANS EMPLOI



EN COUPLE AVEC EMPLOI

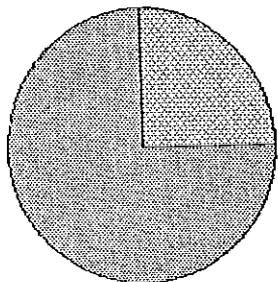


EN COUPLE SANS EMPLOI

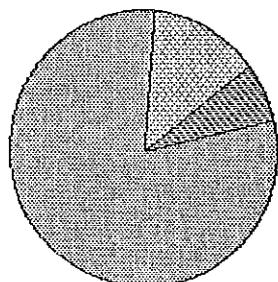


ENSEMBLE

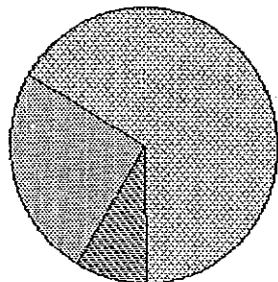
LUXEMBOURG



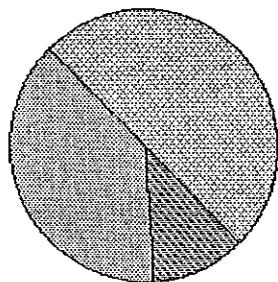
ISOLEES AVEC EMPLOI



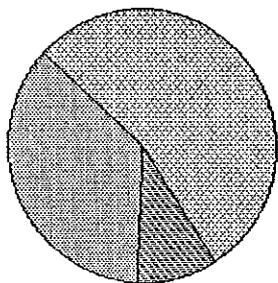
ISOLEES SANS EMPLOI



EN COUPLE AVEC EMPLOI



EN COUPLE SANS EMPLOI



ENSEMBLE

LORRAINE

Cette sur-représentation est encore plus marquée (41%) pour les isolées luxembourgeoises qui ont un emploi alors, qu'en Lorraine, elle concerne au contraire plutôt (80%) les mères ne travaillant pas.

Par symétrie, on peut remarquer la sur-représentation inverse pour les situations de propriété du logement, car la troisième modalité (logement gratuit) ne modifie pas sensiblement la répartition. Notons cependant que la gratuité est deux fois plus développée en Lorraine qu'au Luxembourg (10% contre 4%) et que dans les deux régions elle concerne presque exclusivement (95% au Luxembourg et 98% en Lorraine) des mères en couple.

14) La santé de la mère.

a) Les enquêtes lorraine et luxembourgeoise permettent de savoir si la mère a été hospitalisée au moins une fois dans l'année. En Lorraine c'est le cas de 14% des femmes, contre 3% seulement au Luxembourg; mais, dans les deux régions, ce phénomène concerne nettement plus souvent les isolées que les femmes vivant en couple.

b) Quant à l'existence d'un handicap, la proportion de personnes interrogées qui déclarent être personnellement concernées est faible, et cette proportion est très voisine dans les deux régions: 12 Lorraines sont concernées (dont 3 travaillent) et 14 Luxembourgeoises (dont aucune ne travaille), soit, respectivement, environ 3% et 2% de la population totale de l'échantillon.

15) L'existence, au sein du ménage, d'une personne handicapée.

En Lorraine ce sont 11% des ménages, contre 8% au Luxembourg, qui se déclarent concernés par cette question. En Lorraine il s'agit plutôt de ménages dans lesquels la femme vit en couple.

Quand le ménage comprend un handicapé (qui peut être la mère elle-même), la femme travaille à l'extérieur dans un cas sur douze (en Lorraine comme au Luxembourg), proportion à comparer au taux d'activité féminin global dans l'échantillon: 39,3% en Lorraine et 28,6% au Luxembourg. L'effet dépressif sur l'activité de la mère semble donc clair, que ce soit parce que, handicapée elle-même, elle ne peut travailler, ou que ce soit parce qu'elle s'occupe, à la maison, d'un membre de la famille qui est handicapé.

B. Les caractéristiques économiques

1) Le niveau d'éducation de la mère et de son conjoint.

En raison des différences institutionnelles, les questions relatives au niveau d'éducation ne sont pas strictement comparables entre la Lorraine et le Luxembourg: dans le

premier cas il s'agit de l'âge de fin de scolarisation, et du diplôme le plus élevé obtenu. Au Luxembourg le critère est le type de formation achevée (avec ou sans diplôme), critère qui, pour les analyses économétriques, a été transformé en classes d'âges de sortie du système scolaire pour réaliser une comparabilité minimale avec la Lorraine.

a) L'âge de fin de scolarité dans l'échantillon lorrain.

A la lecture du tableau ci-dessous, deux constats s'imposent :

- les mères isolées sont sorties du système scolaire plus tôt que la moyenne des mères (15 ans contre 16 ans) ;
- les mères en couple qui travaillent ont un âge de fin de scolarité assez nettement supérieur à leurs homologues sans emploi (17 ans contre 15 ans et demi), ce qui confirme les hypothèses classiques de l'effet positif du capital humain (que l'on peut supposer corrélé positivement au temps passé dans le système scolaire) sur la probabilité d'offrir sa force de travail et de trouver un emploi. Cette constatation s'applique également pour les conjoints des mères en couple.

Âges moyens de fin de scolarité (en Lorraine) :

	Mères en couple sans emploi	Mères en couple avec emploi	Mères isolées sans emploi	Mères isolées avec emploi	En- semble
mères	15,5	17	15,1	14,9	16
conjoints	15,8	17	-	-	16,3

b) Le diplôme le plus élevé des mères lorraines et de leurs conjoints.

Les mères isolées sont sans diplôme dans une proportion nettement plus élevée que les mères vivant en couple (65% contre 34%) et, quel que soit le mode de cohabitation, les mères sans diplôme occupent rarement un emploi (24% contre 40% dans l'ensemble).

Le peu de mères isolées diplômées présentes dans l'échantillon n'autorise pas à faire des commentaires. En ce qui concerne les mères en couple, elles sont, comme on s'y attend, d'autant plus souvent au travail qu'elles sont plus diplômées (baccalauréat ou plus) et, à l'inverse, les titulaires d'un diplôme d'un niveau inférieur au baccalauréat sont plus souvent au foyer.

Quant aux conjoints, ils sont, en moyenne, légèrement moins souvent sans diplôme que leurs "épouses" (30% contre 33,8%) et nettement plus souvent que ces dernières diplômés du technique (37,6% contre 26,1%).

	mères en couple sans emploi	mères en couple avec emploi	mères en couple	mères isolées sans emploi	mères isolées avec emploi	mères isolées	mères	conjoints de mères sans emploi	conjoints de mères avec emploi	con-joints
Sans diplôme	43.3 %	19.5 %	33.8 %	73.4 %	54.5 %	65.4 %	35.7 %	34.7 %	20.4 %	30.0 %
Diplôme d'enseignement général < baccalauréat	33.2 %	30.5 %	32.1 %	13.3 %	18.2 %	15.4 %	31.1 %	19.4 %	25.3 %	21.8 %
Baccalauréat général ou diplôme général du supérieur	2.1 %	17.1 %	8.0 %	0 %	9.1 %	3.8 %	7.8 %	8.3 %	14.2 %	10.6 %
Diplôme d'enseignement technique < baccalauréat	18.2 %	22.6 %	20.0 %	0 %	18.2 %	7.7 %	19.2 %	34.7 %	30.9 %	33.2 %
Baccalauréat technicien ou diplôme technique du supérieur	3.2 %	10.3 %	6.1 %	13.3 %	0 %	7.7 %	6.2 %	2.9 %	9.2 %	5.4 %
TOTAL	100 % = 247	100 % = 164	100 % = 499	100 % = 15	100 % = 11	100 % = 26	100 % = 437	100 % = 242	100 % = 162	100 % = 404

c) Le niveau de formation achevée des mères luxembourgeoises et de leurs conjoints.

Aux deux bouts de l'échelle du niveau de formation la répartition des mères est caractéristique : quel que soit le mode de cohabitation, les mères qui travaillent sont, d'une part, sur-représentées, par rapport à la moyenne, dans les catégories "niveau secondaire-supérieur et supérieur, technique ou général" et, d'autre part, sous-représentées dans les sous-groupe des mères "sans formation ou formation de niveau primaire ou complémentaire".

Pour les niveaux de formation intermédiaires, le lien entre l'emploi des mères et leur formation apparaît plus ambigu.

Quant aux conjoints des mères, on peut remarquer que, pris globalement, ils sont relativement un peu plus nombreux que celles-ci pour les niveaux de formation "secondaire-supérieur" et "supérieur" (et inversement moins nombreux dans la catégorie "sans formation ou niveau primaire/ complémentaire". Du point de vue de la répartition entre conjoints d'une mère au travail et conjoints d'une mère sans emploi, on retrouve les mêmes constats que ceux

soulignés précédemment pour le cas des mères, à savoir que celles qui sont diplômées sont sur-représentées parmi les mères au travail. Cette remarque souligne un certain degré d'homogamie du point de vue du niveau d'éducation, puisque, par exemple, elle signifie que les femmes ayant un niveau de formation élevé ont une plus forte probabilité à la fois d'avoir un emploi et un conjoint lui-même de niveau de formation élevé.

	Mère en couple sans emploi	Mère en couple avec emploi	Mère en couple	Mère isolée sans emploi	Mère isolée avec emploi	Mère isolée	Mère	Conjoint de mère sans emploi	Conjoint de mère avec emploi	Conjoint
Sans formation ou école primaire et complémentaire	53.6 %	46.4 %	51.7 %	71.5 %	46.2 %	51.8 %	52.4 %	50.0 %	39.5 %	45.8 %
Secondaire inférieur	8.9 %	10.6 %	20.7 %	14.5 %	7.7 %	9.6 %	9.5 %	4.1 %	7.4 %	5.4 %
Secondaire supérieur ou université	9.8 %	18.2 %	9.3 %	5.9 %	10.3 %	7.3 %	11.7 %	8.3 %	13.0 %	10.1 %
Ecole professionnelle	22.2 %	16.2 %	12.0 %	5.9 %	23.1 %	13.3 %	20.1 %	34.7 %	30.9 %	33.2 %
Technique ou supérieur non universitaire	5.4 %	8.6 %	6.3 %	0.0 %	2.9 %	6.0 %	6.3 %	2.9 %	9.2 %	5.5 %
Total	100 % - 559	100 % - 198	100 % - 757	100 % - 34	100 % - 39	100 % - 83	100 % - 830	100 % - 242	100 % - 162	100 % - 404

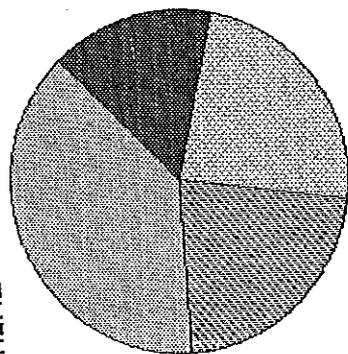
d) Les classes d'âges de fin de scolarité dans les deux régions.

Même si, pour l'ensemble des mères, on peut observer une certaine similitude (à l'exception de la première catégorie "sans formation" - "sans diplôme") entre d'une part les proportions de mères lorraines par catégorie de diplômes, et, d'autre part les proportions de mères luxembourgeoises suivant leurs niveaux de formation, la comparaison reste hasardeuse.

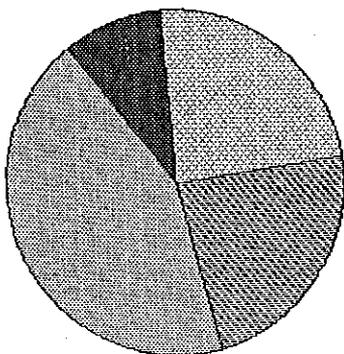
En revanche on peut entreprendre, sans grand risque d'erreur, une telle comparaison Lorraine-Luxembourg après avoir transformé le niveau de formation luxembourgeois en un âge de fin de formation, ou plus exactement, en une classe d'âge (les classes permettant une plus large souplesse dans cette transformation).

On notera alors que les mères luxembourgeoises ont quitté le système scolaire avant 16 ans dans un cas sur deux (contre un cas sur trois en Lorraine ; dans cette région les quelques cas de non réponses ont été codés arbitrairement dans cette classe d'âge). Dans les

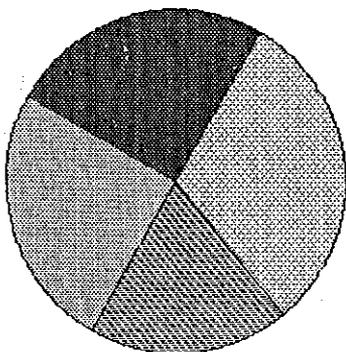
LORRAINE



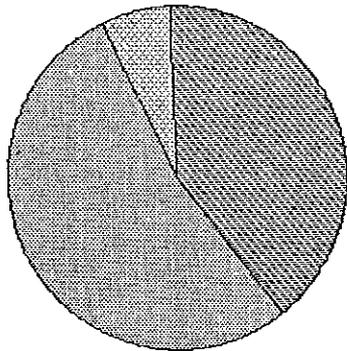
ENSEMBLE



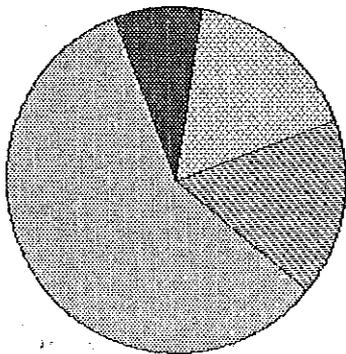
EN COUPLE SANS EMPLOI



EN COUPLE AVEC EMPLOI



ISOLEES SANS EMPLOI



ISOLEES AVEC EMPLOI

AGE DE SORTIE DU SYSTEME SCOLAIRE :

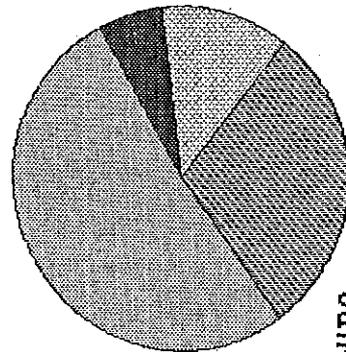
Sortie avant 15 ans.

Sortie à 15-16 ans.

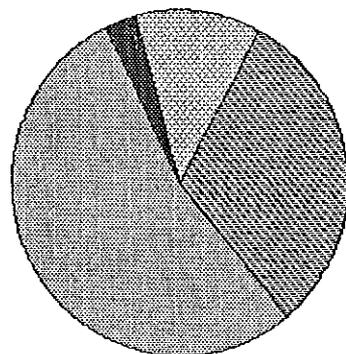
Sortie à 17-18 ans.

Sortie après 18 ans.

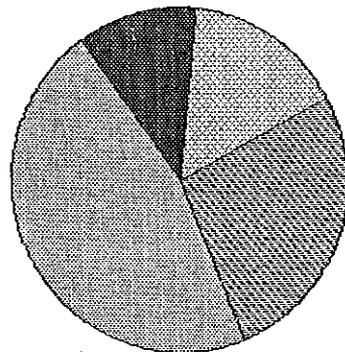
LUXEMBOURG



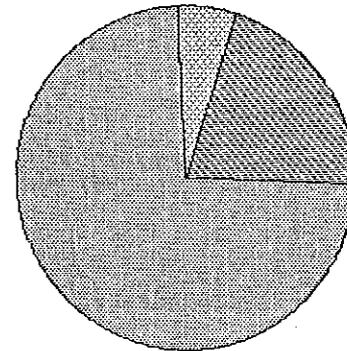
ENSEMBLE



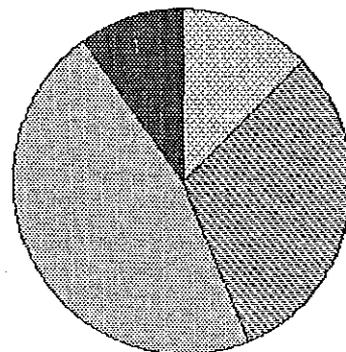
EN COUPLE SANS EMPLOI



EN COUPLE AVEC EMPLOI



ISOLEES SANS EMPLOI



ISOLEES AVEC EMPLOI

deux régions et dans cette classe d'âge de sortie, les mères isolées et les mères en couple sans emploi sont sur-représentées. A l'autre extrême, les mères ayant poursuivi leurs études au-delà de 18 ans sont trois fois plus nombreuses en Lorraine (15% contre 5% au Luxembourg), mais concernent dans les deux régions plutôt des mères au travail.

2) L'activité marchande de la mère.

a) Sous l'angle de l'offre de travail (avoir ou rechercher activement un emploi), l'échantillon lorrain exhibe une proportion de femmes offreuses égale à 45% (avec un taux plus élevé, 64%, chez les isolées que les femmes vivant en couple, 44%).

Parmi les 21 chômeuses, 4 sont isolées (soit une isolée sur 7 environ) et 17 vivent en couple (soit 4% des mères vivant en couple).

Du côté luxembourgeois, la proportion globale des femmes offreuses de travail est sensiblement moindre qu'en Lorraine; elle est en effet égale à 29%, avec une différenciation de même sens qu'en Lorraine: les isolées sont offreuses pour 53% d'entre elles, les femmes vivant en couple ne l'étant que deux fois moins souvent (27%).

b) Sous l'angle de l'activité effective, mesurée par le nombre de mois effectivement travaillés au cours de l'année, une comparaison stricte n'est pas possible entre la Lorraine et le Luxembourg: dans le premier cas en effet la question portait sur les onze premiers mois de l'année 1985 alors qu'au Luxembourg l'enquête, plus précoce, n'avait pu porter que sur les quatre premiers mois de 1985.

Ceci dit, en Lorraine, 60% des femmes étudiées n'ont pas travaillé du tout au cours de cette période. Quant à celles qui ont travaillé, c'est, dans quatre cas sur cinq, pendant les onze mois sous revue, et ceci sans différence significative selon que ces femmes vivent en couple ou de façon isolée. Pour celles qui n'ont pas travaillé les onze mois d'affilée, aucune valeur modale n'est lisible sur l'histogramme, peut-être en partie à cause de la faiblesse des effectifs concernés.

Parmi les femmes vivant en couple, 39% ont travaillé au moins un mois ; parmi les isolées, ce pourcentage s'établit à 48%.

Au Luxembourg, la proportion de femmes ayant travaillé au cours de chacun des quatre mois sous revue est égal à 29% :

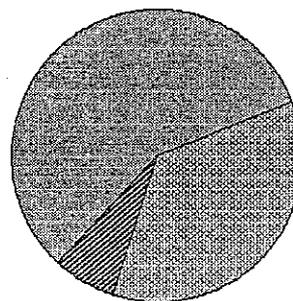
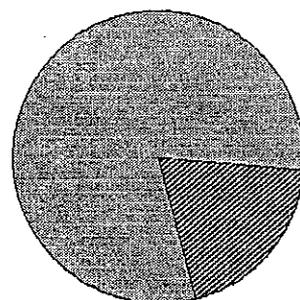
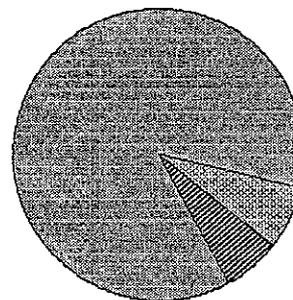
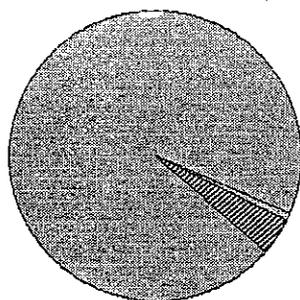
- les femmes vivant en couple sont moins nombreuses qu'en Lorraine à avoir travaillé au moins un mois sur quatre (27%) ; en revanche celles qui ont travaillé l'ont pratiquement toutes fait pendant les quatre mois étudiés ;

- parmi les mères isolées, plus d'une femme sur deux (39 sur 73) ont travaillé pendant cette période (et toutes pendant les quatre mois), soit un pourcentage (53%) légèrement supérieur à celui enregistré en Lorraine (48%).

c) Le désir de travailler des mères sans emploi.

Parmi les mères sans emploi et susceptibles d'en prendre un (c'est-à-dire parmi les mères qui ne sont ni retraitées, ni scolarisées, ni invalides) l'offre de travail dans l'immédiat (la femme déclare rechercher un emploi) et l'offre de travail à terme (la femme déclare envisager de travailler dans les prochains mois) sont plus importantes, d'une part, en Lorraine qu'au Luxembourg et, d'autre part, dans le cas des mères isolées que dans celui des mères vivant en couple.

Pour les seules mères sans emploi



- N'envisage pas de travailler et ne cherche pas.
- Envisage de travailler mais ne cherche pas actuellement.
- Recherche un emploi actuellement.

d) L'âge de début de l'activité marchande des mères.

Quelle que soit la catégorie des mères, les Lorraines qui travaillent ou ont déjà travaillé dans le passé (et qui ont répondu à la question posée) ont commencé, en moyenne, leur activité marchande à un âge plus élevé que les Luxembourgeoises. Celles qui aujourd'hui travaillent ont débuté, en moyenne, au même âge, qu'elles soient isolées ou en couple (18 ans au Luxembourg, 19 ans en Lorraine) et plus tard que les mères actuellement sans emploi.

Age moyen de début d'activité des :	Mères en couple sans emploi	Mères en couple avec emploi	Mères isolées sans emploi	Mères isolées avec emploi
Luxembourg	16,5	18	16	18
Lorraine	17,8	19	16,5	19

e) La durée hebdomadaire de travail des mères pourvues d'un emploi.

En moyenne, les mères luxembourgeoises ayant un emploi travaillent plus que les mères lorraines.

Lorsqu'elles vivent en couple, elles travaillent 34 heures par semaine (soit une heure de plus que leurs homologues lorraines). 43% de ces Luxembourgeoises travaillent moins que l'horaire standard (40 heures) et 11% plus que ce dernier (contre respectivement 50% et 19% en Lorraine pour un horaire standard égal à 39 heures).

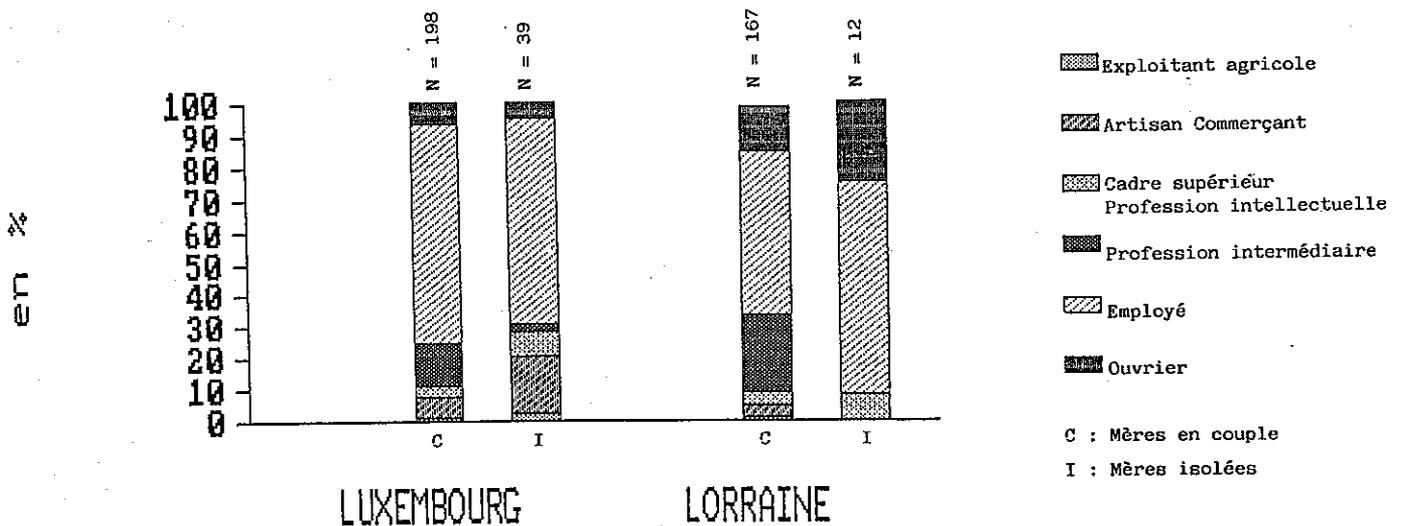
Lorsque les mères luxembourgeoises ayant un emploi vivent isolées, elles travaillent, en moyenne, nettement plus qu'en Lorraine (39 heures contre 34). Dans les deux régions, les mères isolées ont proportionnellement moins souvent des horaires inférieurs aux horaires standards que les mères en couple (14% au Luxembourg et 27% en Lorraine). En revanche, les horaires plus longs que les standards concernent proportionnellement autant les mères qu'elles soient ou non isolées (18% et 19% en Lorraine ; 11% et 12% au Luxembourg), mais ce dernier constat repose sur de très faibles effectifs dans la catégorie des mères isolées avec emploi.

f) Le type d'emploi des mères au travail.

Sous réserve d'imperfection dans la transformation des catégorie B.I.T. luxembourgeoises en catégorie P.C.S. françaises, les mères qui travaillent relèvent nettement plus souvent de la catégorie "employé" : sont en effet concernées une Lorraines sur deux et

deux Luxembourgeoises sur trois. Absentes totalement en Lorraine des catégories de non salariés et "cadre supérieur et profession intellectuelle", les mères isolées y sont au contraire bien représentées au Luxembourg : pour ces catégories, une Luxembourgeoise sur deux est isolée et 28% des isolées appartiennent à ces dernières. A l'inverse, les mères sont plus souvent "ouvrier" en Lorraine qu'au Luxembourg, et cela d'autant plus si elles sont isolées (25% des isolées lorraines contre 5% des isolées luxembourgeoises).

Au Grand Duché de Luxembourg, 83,5% des mères au travail sont salariées (contre 96,1% en Lorraine) et, parmi les non salariées, les mères isolées sont proportionnellement sur-représentées par rapport aux mères en couple, alors qu'en Lorraine aucune mère isolée (de l'échantillon) n'est à son compte.



Enfin, en Lorraine, parmi les mères salariées, on observe qu'une mère isolée sur trois a un emploi dans le secteur public contre un peu plus d'une sur deux lorsqu'elles vivent en couple. Au total, ces emplois publics sont, à près de 85%, des emplois de l'administration (centrale ou locale) et donc assez rarement des emplois dans les entreprises publiques.

	Mère en couple	Mère isolée	Ensemble
Emploi public	55.5 %	33.3 %	54.1 %
Emploi privé	44.5 %	66.7 %	45.9 %
Ensemble	100 %	100 %	100 %

3) L'activité marchande du conjoint.

En Lorraine, 90% des conjoints des mères ont un emploi, et un tiers des couples sont composés de deux membres au travail. Lorsque la femme est sans emploi, son conjoint est plus souvent (10%) inactif que lorsque celle-ci possède un emploi (2,4%).

Au Luxembourg, quel que soit le comportement d'activité des "épouses", les "maris" occupent un emploi dans 94% des cas.

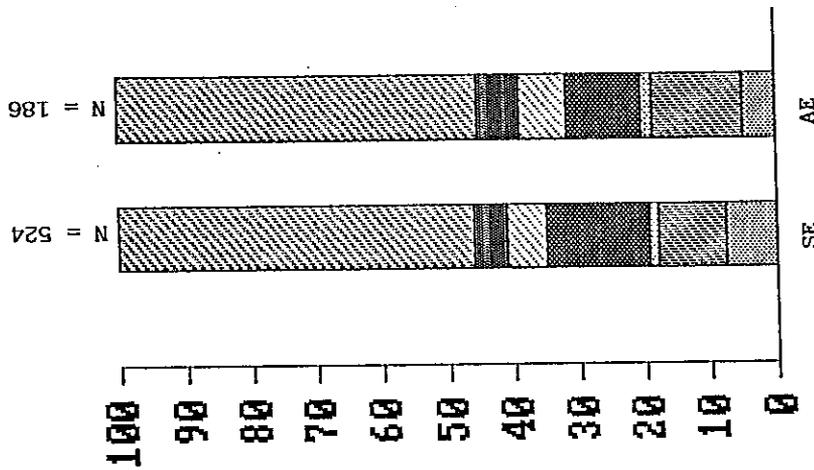
En Lorraine, en moyenne, les conjoints qui travaillent, le font pendant 10 heures de plus par semaine que les conjointes munies d'emploi, et pratiquement autant (43 heures) que les mères vivant en couple. En revanche, les "maris" ont plus fréquemment que leurs "épouses" une durée hebdomadaire de travail supérieure au standard (39 heures) : dans 44% des cas contre 19% pour les mères (proportion qui est encore plus élevée si l'"épouse" ne travaille pas : 49%). A l'inverse, les cas d'horaires allégés (<39 heures) sont plus rares que chez les mères en couple (16% contre 50%).

En Lorraine, les hommes au travail dont l'épouse est également pourvue d'emploi sont nettement sous-représentés dans la P.C.S. "ouvrier" (47% contre 63% lorsque l'épouse ne travaille pas) et a contrario mieux représentés dans les catégories "professions intermédiaires - cadres supérieurs - employé". On ne note pas de répartition typée concernant les conjoints non salariés ; on peut même s'étonner que, sur 22 épouses d'exploitants-agricoles/artisans/commerçants, les deux tiers ne se déclarent pas au travail (à titre d'aide familiale notamment).

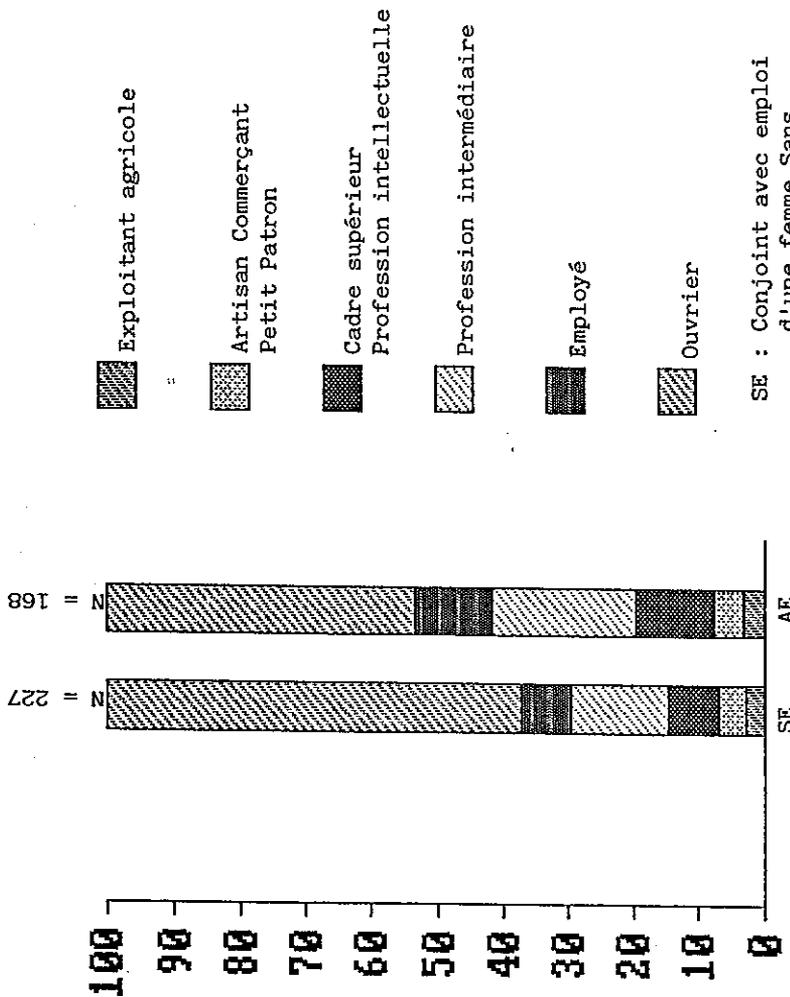
- Exploitant et Ouvrier agricoles
- Professions scientifiques et techniques et libérales
- Directeurs et Cadres administratifs
- Personnels administratifs
- Personnels commerciaux
- Travailleurs spécialisés des services
- Ouvriers, Manœuvres et conducteurs (non agricoles)

SE : Conjoint avec emploi d'une femme Sans Emploi.

AE : Conjoint avec emploi d'une femme Avec Emploi.



LUXEMBOURG



SE : Conjoint avec emploi d'une femme Sans Emploi

AE : Conjoint avec emploi d'une femme Avec Emploi

LORRAINE

	LORRAINE			LUXEMBOURG		
	Mère sans emploi	Mère avec emploi	Ensemble Lorraine	Mère sans emploi	Mère avec emploi	Ensemble Luxembourg
Conjoint avec emploi	86.9 %	94.6 %	90.0 %	93.7 %	93.9 %	93.8 %
Conjoint chômeur	3.5 %	3.0 %	3.2 %	6.3 %	6.1 %	6.2 %
Conjoint inactif	9.6 %	2.4 %	6.8 %			
Ensemble	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Sans que l'on puisse la comparer avec celle de la Lorraine, du fait d'une nomenclature différente, la répartition des conjoints masculins actifs luxembourgeois entre les différentes catégories d'emplois montre une beaucoup plus faible divergence (qu'en Lorraine) entre les deux sous-groupes déterminés suivant l'activité de la femme.

4) Les revenus.

Afin de mieux mettre en lumière l'effet de redistribution des transferts sociaux on dressera d'abord le bilan en termes de revenus d'activité (moyenne par ménage); puis on chiffrera de même les montants des transferts publics; enfin, ajoutant à ces deux éléments centraux les autres sources de revenus, on calculera les revenus totaux.

Plutôt que de faire reposer les comparaisons Lorraine-Luxembourg sur un taux de change inévitablement arbitraire, on a préféré calculer le revenu moyen pour chaque échantillon régional et calculer des revenus relatifs (100 = revenu moyen global régional) pour chacune des situations obtenues par croisement des critères d'activité et de statut.

Nous mentionnons néanmoins, pour information, les chiffres bruts, qui ont un sens quand on se contente d'une analyse intra-régionale (à titre indicatif, on peut prendre comme taux de change 1FF = 6,2FB si on veut à tout prix opérer une comparaison des niveaux de revenus interrégions. Dans ce cas il faut en outre tenir compte de la différence de périodicité, annuelle pour la Lorraine, mensuelle pour le Luxembourg).

La comparaison Lorraine/Luxembourg en matière de revenus d'activité soumise à une importante limite : ces revenus sont connus dans un cas (le Luxembourg) après impôt retenu à la source et dans l'autre cas avant impôt¹

a) Les revenus d'activité.

L'examen simultané des deux tableaux établis en termes relatifs conduit à remarquer les phénomènes suivants:

- en Lorraine comme au Luxembourg les ménages de femmes isolées sans activité marchande ne disposent pas de revenus d'activité nulle, et cela grâce à l'apport d'autres membres de leur ménage ;
- l'écart relatif qui sépare, au sein des couples, ceux dont la femme est active de ceux dont la mère est sans activité marchande, est deux fois et demi plus faible au Luxembourg qu'en Lorraine (21 points contre 58); on ne peut dire pour autant si cela tient, dans le cas lorrain, plutôt au rationnement sur le marché du travail ou plutôt à un moindre désir d'offre de travail, à relier peut-être au nombre plus élevé d'enfants (cf. supra) ;
- dans le cas de ménages dont la femme occupe un emploi, la différence de revenus liée à la vie en couple est sensible dans les deux régions, mais elle est nettement moins forte au Grand Duché (34 points) qu'en Lorraine (75 points, soit des ressources allant du simple au double et plus).

Milliers de FF 1985/an	Lorraine	
	C	I
E	150	69
N	88	32
Revenu lorrain moyen = 108 (revenus d'activité)		

Milliers de FB 1985/mois	Luxembourg	
	C	I
E	89	64
N	73	20
Revenu luxembourgeois moyen = 74 (revenus d'activité)		

(1) Une étude en cours actuellement tente de mesurer l'incidence de cette différence sur les résultats descriptifs avancés dans le présent rapport.

Lorraine		
indices	C	I
E	139	64
N	81	30
100 = revenu moyen lorrain (revenus d'activité)		

Luxembourg		
indices	C	I
E	120	86
N	99	27
100 = revenu moyen luxembourgeois (revenus d'activité)		

b) Les transferts sociaux publics (mêmes unités que pour les revenus d'activité).

Milliers de FF 1985/an	Lorraine	
	C	I
E	17	19
N	32	63
Revenu moyen lorrain = 27 (transferts sociaux publics)		

Milliers de FB 1985/mois	Luxembourg	
	C	I
E	11	19
N	11	40
Revenu moyen luxembourgeois = 13 (transferts sociaux publics)		

Lorraine		
indices	C	I
E	63	70
N	119	233
100 = revenu moyen lorrain (transferts sociaux publics)		

Luxembourg		
indices	C	I
E	85	146
N	85	308
100 = revenu moyen luxembourgeois (transferts sociaux publics)		

Par leur ampleur, les écarts que reflètent ces tableaux sont très parlants:

- les transferts sociaux publics dont bénéficient les isolées ne travaillant pas sont relativement très généreux par rapport à ce que perçoivent les autres catégories de mères : en Lorraine, deux fois ce que reçoivent, en moyenne, les épouses au foyer et

presque quatre fois ce qui est versé aux mères qui travaillent, qu'elles soient isolées ou non. Au Luxembourg, le tableau est très différent : en effet, si on retrouve, encore davantage accentuée, la faveur dont bénéficient les mères isolées au foyer, c'est aux épouses que les transferts sociaux publics font la part la moins belle (quatre fois moins que leurs consoeurs isolées sans emploi), et cela qu'elles travaillent ou non ; quant aux isolées qui ont une activité marchande, elles ont beau recevoir moins de la moitié de ce que touchent les femmes isolées sans emploi, elles restent bien loties comparativement aux épouses (indice 146 contre 85) ;

- la comparaison Lorraine-Luxembourg fait apparaître deux cas extrêmes qui, sur l'échelle des transferts sociaux publics, sont placés dans des conditions sinon identiques du moins semblables : d'un côté les isolées sans emploi, de l'autre les épouses travaillant à l'extérieur. On pourrait être tenté d'en conclure un peu hâtivement à un risque de double effet désincitateur : sur l'activité marchande et sur la vie en couple. Mais les deux autres situations viennent brouiller le tableau : du côté lorrain, ce qui frappe c'est la similitude du montant moyen de transfert vis-à-vis des mères qui travaillent, quelle que soit leur situation matrimoniale (indice 63 pour les femmes vivant en couple, 70 pour celles qui sont isolées). L'effet de désincitation au travail apparaît être fortement renforcé par l'écart considérable qui en résulte pour les isolées, selon qu'elles travaillent à l'extérieur ou non : dans ce dernier cas elles reçoivent, en moyenne, 3,5 fois plus de transferts sociaux qui, ajoutés à leurs (faibles) revenus d'activité, poussent leurs revenus à un niveau supérieur à ceux des isolées qui ont un emploi (en milliers de F/an 1985, $30+63 = 93$ pour les isolées au foyer, contre $64+ 19 = 83$ pour les isolées ayant en emploi).

Par conséquent, pour les mères isolées au foyer, les transferts sociaux publics ne se contentent pas de compenser leur manque à gagner en termes de gains d'activité: ils leur assurent des ressources sensiblement supérieures, compte non tenu pour l'instant des (éventuelles) autres sources de revenus.

Ces chiffres ne décrivent que des situations moyennes et sont statiques. On aimerait certes bien savoir si les écarts observés de cette manière peuvent être interprétés comme les variations de revenus associées à un changement de situation. En fait, on se gardera de raisonner en termes de transition, car les données transversales comme celles dont nous disposons ici ne permettent pas de tirer de conclusions longitudinales, du genre: "si une mère isolée au foyer prend un emploi (ou se marie), ses gains d'activité varieront de ...F et elle perdra ..F sur les transferts sociaux qu'elle recevait précédemment".

Du côté luxembourgeois enfin, c'est l'effet de désincitation au mariage qui frappe et, au sein des couples mariés, l'absence de toute compensation financière publique nette pour

les mères qui renonceraient provisoirement à leur travail extérieur pour s'occuper de leurs enfants.

Ce phénomène peut être relié, de plusieurs manières, à la fois au relativement petit nombre d'enfants des ménages luxembourgeois et à la proportion, plutôt importante vis-à-vis du cas lorrain, d'épouses qui restent au foyer: on pourrait être tenté de voir, en différentiel inter-régional, l'effet démographique d'une politique familiale française généreuse (ou qui l'a été) : en compensant en partie le coût d'opportunité de l'inactivité marchande de la mère, ce que ne semble pas faire le Luxembourg, la France aurait favorisé la natalité ; et en ne diminuant pas, corrélativement, les transferts sociaux publics dont bénéficient les épouses qui travaillent (par rapport à celles qui restent au foyer), le Luxembourg ne décourage pas apparemment l'activité féminine, dans un contexte où elle fait pour l'instant moins partie du paysage qu'en France ; en fait le système luxembourgeois contraint sans doute au travail les épouses dont le conjoint n'a que des revenus modestes ; avec les conséquences que peut avoir cette activité nécessaire de l'épouse sur les choix de fécondité du couple.

Mais l'analyse des effets compensateurs des transferts sociaux n'a de véritable portée que si on resitue les uns par rapport aux autres les montants financiers en cause (car les indices partiels des tableaux précédents ne peuvent être additionnés, en raison de leurs bases différentes).

c) Les revenus totaux des ménages.

La première impression que l'on tire de l'examen de ces tableaux est celle d'une réelle atténuation des disparités constatées au niveau des revenus primaires d'activité. En termes de revenus moyens par catégorie, l'éventail n'est plus que de 1 à 2 en Lorraine, opposant, au sein des femmes qui ont un emploi, celles qui sont isolées à celles qui vivent en couple ; quant aux mères au foyer elles ont un revenu moyen qui est soit très voisin du bas de l'éventail si elles sont isolées (ce qui suggère l'éventualité d'une certaine désincitation au travail pour les mères isolées), soit intermédiaire entre les deux extrêmes, si elles sont épouses au foyer. Au Luxembourg l'ouverture de l'éventail est moindre (37 points contre 56 en Lorraine) et le classement diffère : malgré, on l'a vu, des transferts sociaux avantageux, les mères isolées sans emploi ont des ressources inférieures d'un quart à la moyenne de l'échantillon ; si on pouvait raisonner en termes longitudinaux on dirait que, pour une mère isolée au foyer, un gain de revenu appréciable pourrait être tiré soit de l'occupation d'un emploi, soit de la vie en couple (respectivement +23 ou +21 points, soit une augmentation du revenu de plus d'un quart).

Mais d'une part ce type de transposition (et les conclusions que l'on en tirerait en termes de double incitation à la vie en couple et au travail, au détriment peut-être de la fécondité) est illégitime compte tenu de la nature des données; et, d'autre part, conclure ainsi serait

supposer que les ménages déterminent leurs comportements au vu de leurs revenus et non de leur niveau de vie.

Milliers de FF 1985 par an	Lorraine	
	C	I
E	171	93
N	125	97
Revenu lorrain moyen = 165		

Milliers de FB 1985/mois	Luxembourg	
	C	I
E	101	88
N	86	68
Revenu luxembourgeois moyen = 89		

Lorraine		
indices	C	I
E	122	66
N	89	69
100 = revenu moyen lorrain		

Luxembourg		
indices	C	I
E	113	99
N	97	76
100 = revenu moyen luxembourgeois		

Il convient donc d'examiner maintenant ce que sont les niveaux de vie relatifs dans les quatre situations étudiées.

5) Les niveaux de vie monétaires.

Si on calcule le niveau de vie monétaire de chaque ménage en divisant son revenu total par le nombre d'unités de consommation (U.C. calculé selon l'échelle d'équivalence classique: 0,7 par adulte, 0,5 par enfant de moins de 16 ans et 0,3 de coûts fixes par ménage), on obtient, en faisant la moyenne pour chaque catégorie de situation, les tableaux suivants:

Le nombre moyen d'U.C. est égal à 3,1 en Lorraine et à 3 au Luxembourg; mais, pour les mères isolées sans emploi, cette similitude interrégions laisse place à un écart net: 3,4 en Lorraine contre 2,5 seulement au Luxembourg. D'où, pour certaines situations, une différenciation interrégionale des niveaux de vie, à revenus identiques.

Milliers de FF 1985 par an et par U.C.	Lorraine	
	C	I
E	72	43
N	44	30
moyenne lorraine = 55		

Milliers de FB 1985/mois et par U.C.	Luxembourg	
	C	I
E	35	33
N	28	27
moyenne luxembourgeoise = 30		

Lorraine		
indices	C	I
E	133	78
N	81	56
100 = moyenne lorraine		

Luxembourg		
indices	C	I
E	117	110
N	93	90
100 = moyenne luxembourgeoise		

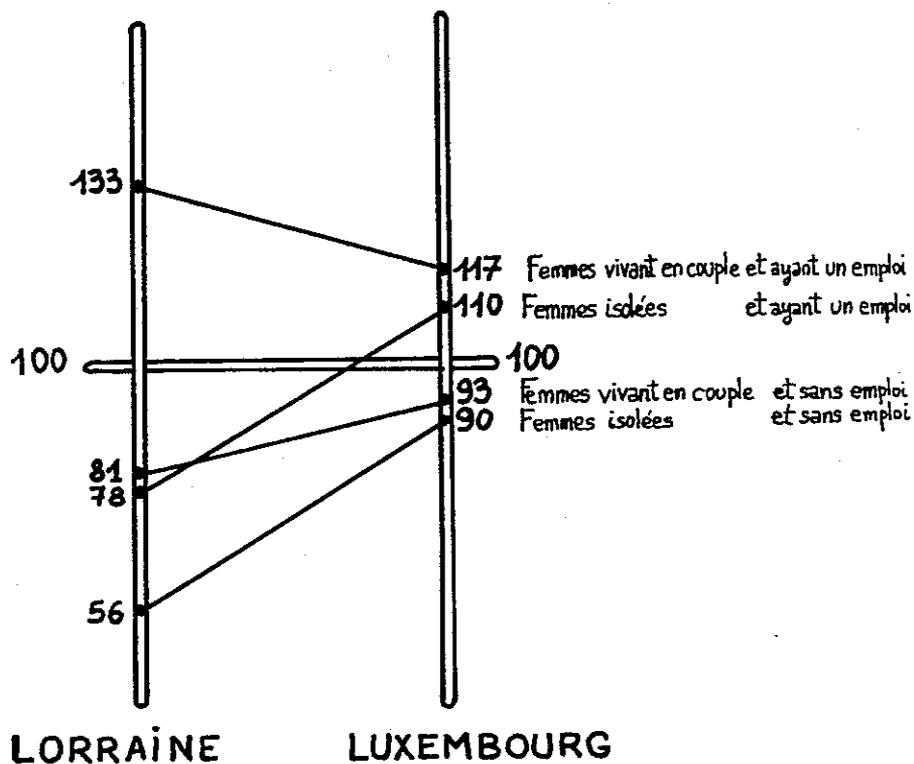
Les chiffres relatifs aux niveaux de vie font surtout apparaître, par rapport aux précédents qui ne concernaient que les revenus, la véritable position relative des mères isolées qui ont un emploi, position qui, en termes de niveau de vie, est nettement plus avantageuse qu'en termes de revenus. Au Luxembourg cette position est même bien meilleure que celle des épouses au foyer (compte non tenu, il faut rappeler, de la production domestique) et n'est guère éloignée de celle des épouses ayant un emploi (indice 110 contre 117). En Lorraine, en revanche, ces femmes isolées ayant un emploi sont loin d'égaliser le niveau de vie des couples lorsque l'épouse travaille (indice 78 contre 133) ; leur niveau de vie se situe même, toujours en moyenne, légèrement en dessous (indice 78 contre 81) de celui des épouses au foyer.

Dernière conclusion: la proximité des niveaux de vie, au Luxembourg, des femmes qui n'ont pas d'emploi, qu'elles soient isolées ou non. Ce phénomène tient sans doute en partie à l'importance relative des veuves, dont les pensions de droits propres et de droits dérivés (réversion) viennent gonfler les revenus de transferts sociaux.

Somme toute, à s'en tenir aux valeurs moyennes des niveaux de vie pour chacune des quatre situations que nous avons distinguées, il apparaît dans les deux régions d'importantes différences d'une situation à l'autre; néanmoins l'inégalité est nettement moins prononcée au Luxembourg qu'en Lorraine; quant à l'ordre dans lequel on peut classer les niveaux de vie, il diffère d'un pays à l'autre, comme l'illustrent les échelles ci-dessous. Cette

variance inter-régions et intra-régions est de bon augure pour la suite de nos recherches, puisqu'elle laisse de l'espace aux tentatives d'identification du rôle des prestations sociales, différentes d'une situation à une autre et d'une région à l'autre, dans les écarts observés en termes d'activité et de statut matrimonial.

. INDICES DE NIVEAU DE VIE .



SOURCES : vagues 1985 des panels de ménages lorrains et luxembourgeois

6) Les différents types de revenus, vus de façon détaillée.

a) Les revenus des mères isolées comparées à ceux des mères vivant en couple.

Si l'on analyse maintenant les revenus (des ménages de mères isolées et des ménages de mères en couple) par catégories de revenus relativement comparables entre les deux régions, mais sans distinguer la position de la mère sur le marché du travail, on peut retirer les informations suivantes (cf. Tableaux ci-dessous).

Concernant les revenus d'activité, qui constituent la principale catégorie de revenus dans les deux régions quel que soit le mode de cohabitation, on s'aperçoit que l'écart entre les deux types de ménages (isolées/en couple) est plus net en Lorraine qu'au Luxembourg : en moyenne les mères vivant en couple en Lorraine perçoivent 2,4 fois plus de revenus du travail que leurs compatriotes isolées, contre 1,7 fois au Luxembourg. En Lorraine

cette différence, déjà importante au niveau des salaires, est renforcée par une encore plus forte inégalité de bénéfices indépendants et de gains salariaux divers. Au contraire, l'inégalité au Luxembourg semble provenir essentiellement du poste "salaires". Notons également que les deux régions se distinguent nettement en ce qui concerne l'importance des revenus d'activité non salariaux: ils constituent environ 10% du revenu total des ménages luxembourgeois, alors qu'ils n'en représentent que 3,8% pour les ménages lorrains où vit une mère en couple (et 1,5% pour les ménages de mères isolées).

	LUXEMBOURG				LORRAINE			
	Ménage de mère isolée		Ménage de mère en couple		Ménage de mère isolée		Ménage de mère en couple	
Salaires	34065	43,5 %	64906	72 %	3812	47,3 %	8392	68,1 %
Autres gains salariaux	1281	1,7 %	2342	2,7 %	98	1,2 %	818	6,7 %
Bénéfices d'activité indépendante	8395	10,7 %	10070	11 %	117	1,5 %	474	3,8 %
TOTAL revenus d'activité	43741	55,9 %	77318	85,7 %	4027	50 %	9674	78,6 %
Revenus du capital	2972	3,8 %	1118	1 %	1	0 %	133	1,1 %
Pensions alimentaires	1890	2,4 %	72	0,1 %	190	2,4 %	9	0,1 %
Revenus divers	893	1,1 %	718	1 %	67	0,8 %	252	2 %
TOTAL autres revenus	5755	7,3 %	1908	2,1 %	258	3,2 %	394	3,2 %
Vieillesse	16149	20,6 %	4100	4,5 %	273	3,4 %	469	3,8 %
Invalidité	5016	6,4 %	1518	1,7 %	196	2,4 %	96	0,8 %
Famille	4314	5,6 %	4572	5 %	1497	18,5 %	1087	8,9 %
Indemnité de remplace.	547	0,7 %	377	0,4 %	32	0,4 %	97	0,8 %
Chômage	557	0,7 %	186	0,2 %	253	3,1 %	160	1,3 %
Scolarité-Etudes	30	0 %	165	0,2 %	187	2,3 %	91	0,7 %
Orphelin	1949	2,5 %	112	0,1 %	380	4,7 %	0	0 %
Autres transferts	217	0,3 %	53	0,1 %	953	11,9 %	238	1,9 %
dont :					423 AL		209 AL	
					428 API			
TOTAL transferts publics	28779	36,8 %	10979	12,2 %	3771	46,8 %	2238	18,2 %
TOTAL revenus du ménage	78275	100 %	90206	100 %	8056	100 %	12306	100 %

	LUXEMBOURG	LORRAINE
Autres gains salariaux	Primes Avantages en nature Gains d'activité accessoire Salaire d'un job Salaire d'apprentissage Solde de milicien	Primes Avantages en nature Gains d'activité accessoire Salaire d'un job Salaire d'apprentissage Autres gains salariaux
Bénéfices d'activité indépendante	B.E.A.-B.I.C.-B.C.N.	B.E.A.-B.I.C.-B.C.N.
Revenus du capital	Immobilier Mobilier	Immobilier Mobilier
Revenus divers	Autoconsommation Rente viagère privée Rente d'assurance privée Aide sociale privée Revenus exceptionnels	Autoconsommation Rente viagère privée Revenus exceptionnels
Vieillesse	Pension de vieillesse Pension de survie Prestation spéciale Prestation supplémentaire	Retraite de salariés Minimum vieillesse Retraite d'indépendant Indemnité viagère de départ
Invalidité	Allocation supplémentaire pour enfant handicapé Allocation aux adultes handicapés Pension d'invalidité Rente permanente d'accident	Allocation d'éducation spécialisée Allocation aux adultes handicapés Pension d'ancien combattant Pension d'invalidité
Famille	Allocations familiales Prestations familiales diverses	Allocations familiales Allocations pré-post-natales Allocation jeune enfant Complément familial Bons vacances Autres prestations familiales
Indemnités de remplacement	Prestations transitoires pour incapacité-maladie-maternité	Indemnités de remplacement pour maladie-accident-maternité Autres revenus de remplacement
Scolarité-études	Bourses d'études	Bourses d'études Bourses scolaires
Orphelin	Pension d'orphelin	Allocation de soutien familial Pension d'orphelin
Autres transferts publics	Prime d'encavement Allocation de vie chère Aide sociale publique Fonds national de solidarité	Allocation familiale de logement Allocation de logement sociale Aide personnalisée au logement Allocation de parent isolé Autres pensions et rentes

Pour ce qui est de la catégorie des revenus divers (exceptionnels, du capital, de transferts privés) celle-ci constitue une part identique dans les deux types de ménages lorrains bien que la source de ces revenus ne soit pas la même: autoconsommation et revenus de l'immobilier essentiellement pour les mères en couple, pensions alimentaires pour les mères isolées. En revanche, on note un fort contraste au Luxembourg, où les mères vivant isolées gagnent trois fois plus de "revenus autres". Ceci est dû, comme en Lorraine, à la perception de pensions alimentaires et, à la très nette différence de la Lorraine, à d'importants revenus du capital (3,8% du revenu total).

Enfin, après avoir regroupé les différents transferts sociaux publics suivant une classification par fonctions et autant que possible adaptée à la comparaison entre les deux régions, on peut s'apercevoir très facilement qu'en moyenne les deux groupes de ménages se différencient nettement dans les deux régions (plus au Luxembourg qu'en Lorraine), mais que cette différence (les mères isolées perçoivent plus de transferts que les mères en couple) ne provient pas de la même origine. Au Luxembourg, les mères isolées perçoivent quatre fois plus de pensions liées à la vieillesse (retraite, pension de survie pour les veuves...) que les mères en couple, ce qui représente un cinquième de leur revenu, alors que, pour ce type de transferts, on ne note pas de différence significative en Lorraine. En revanche, ce qui distingue les mères lorraines, c'est la perception de prestations familiales. En effet, les mères isolées perçoivent des sommes 1,4 fois plus importantes au titre de la fonction "famille" que leurs homologues vivant en couple, et cette différence est largement accentuée si l'on prend en compte les allocations relatives au logement et l'allocation de parent isolé (que l'on a comptabilisées à part par mesure d'homogénéité puisque le Grand-Duché du Luxembourg n'a pas, dans sa législation sociale, de prestations analogues).

Quant aux autres types de transferts, dans les deux régions on peut remarquer que les allocations pour orphelins concernent uniquement les mères isolées et que, d'une façon moins compréhensible de prime abord, les ménages de mères isolées perçoivent nettement plus de pensions permanentes pour invalidité. Enfin les indemnités chômage représentent des parts du revenu total plus importantes en Lorraine qu'au Luxembourg.

b) La prise en compte du statut de la mère vis-à-vis du marché du travail dans l'analyse des types de revenus.

L'analyse des revenus des ménages selon quatre groupes de mères (et non plus des deux seules catégories "isolées"/"non-isolées") modifie à certains égards les commentaires précédents.

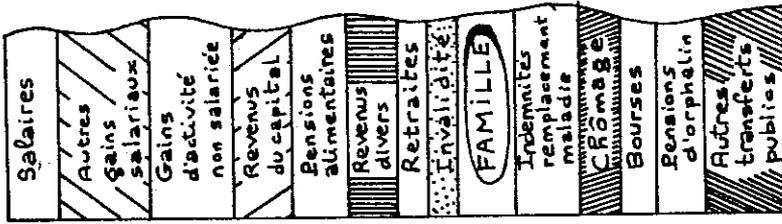
Concernant les ménages vivant en couple, la prise en compte de la position de la mère sur le marché du travail, d'une part, ne modifie guère la structure des revenus au Luxembourg et, d'autre part, montre un montant moyen de revenu total seulement plus élevé d'un quart lorsque les mères travaillent. Naturellement la part des salaires est un peu plus élevée pour les ménages où la mère occupe un emploi, mais ceci est compensé par d'autres revenus d'activité, proportionnellement peu importants ; et donc, au total, les revenus du travail constituent pratiquement le même pourcentage du revenu total quel que soit le type de mères. Quant aux transferts publics, ils se répartissent sensiblement de la même manière, que la mère travaille ou non, avec légèrement plus de retraites (+ 2 points) quand la mère est sans emploi et une part un peu plus petite (- 1 point) d'indemnités de remplacement pour cause de maladie-accident-maternité pour ces mêmes mères.

En revanche, lorsque l'on répartit les ménages lorrains vivant en couple suivant le statut d'activité de la mère, on trouve des écarts beaucoup plus significatifs. Du point de vue du montant moyen global de revenus, lorsque la femme travaille, le ménage perçoit 60% de plus que les ménages de mères au foyer. Quant à la structure des revenus, on peut noter que celle caractérisant le groupe des mères en couple et ayant un emploi est très proche de la structure des revenus de l'ensemble des mères luxembourgeoises vivant en couple. La différence entre les deux régions, concernant les ménages vivant en couple, provient donc essentiellement du cas des mères sans emploi. Les ménages de ces dernières, en Lorraine, perçoivent proportionnellement et en moyenne nettement moins de revenus du travail que les ménages lorrains où la mère travaille (l'écart de revenus totaux d'activité est de 17 points et il est plus accentué encore pour les seuls salaires : 19 points). De même, les transferts publics se répartissent assez différemment suivant les deux catégories de couples lorrains : lorsque la mère ne travaille pas, les transferts sont presque une demi-fois plus élevés que lorsque la mère travaille et ils représentent un quart du revenu total du ménage, contre 10% dans l'autre cas (en particulier : +2,5 points en retraites, +8 points en prestations familiales et +2 points en prestations logement).

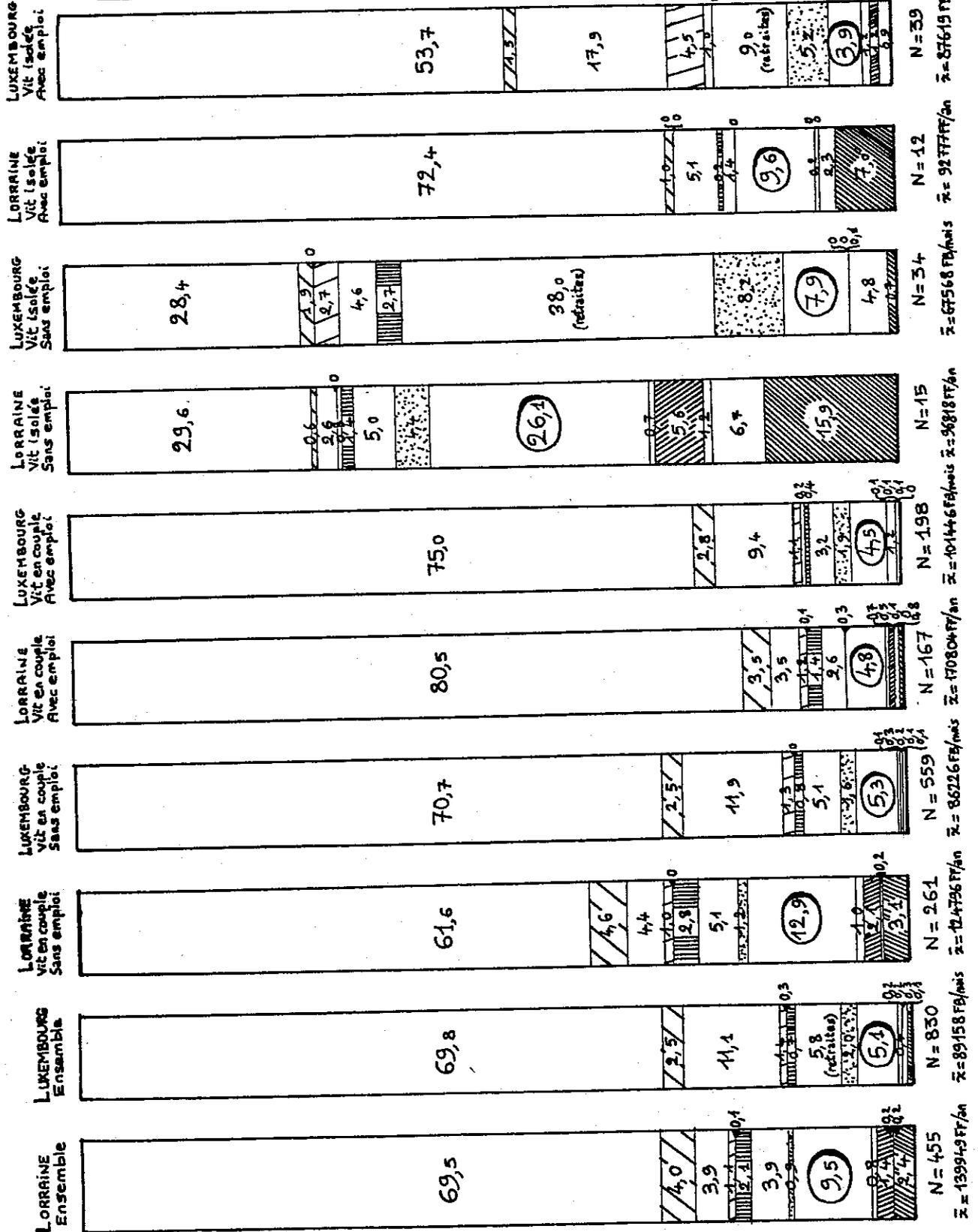
La prise en compte du statut de la mère vis-à-vis de l'emploi modifie également assez profondément l'image de la structure des revenus de ménages de mères isolées dans les deux régions.

En effet, au Luxembourg comme en Lorraine, lorsque la mère isolée travaille, les revenus d'activité du ménage constituent près des 3/4 des ressources, et les transferts publics en représentent environ 20%. Cette structure est assez proche de celle caractérisant les ménages de mères vivant en couple. Si au contraire la mère ne travaille pas, la structure est très différente : 1/3 en revenus d'activité et 60% (Luxembourg) à 65% (Lorraine) en transferts publics. Les

LÉGENDE:
dans l'ordre:



SOURCES:
Vagues 1985
des panels de
ménages lorrains
et luxembourgeois



N = 39 \bar{x} = 87619 FF/mois
 N = 12 \bar{x} = 92777 FF/an
 N = 34 \bar{x} = 67568 FF/mois
 N = 15 \bar{x} = 96818 FF/an
 N = 198 \bar{x} = 101446 FF/mois
 N = 167 \bar{x} = 170804 FF/an
 N = 559 \bar{x} = 86226 FF/mois
 N = 261 \bar{x} = 124796 FF/an
 N = 830 \bar{x} = 89158 FF/mois
 N = 455 \bar{x} = 139949 FF/an

deux régions se démarquent également assez nettement quant à la part des revenus divers, quasi inexistante en Lorraine et égale à 10% au Luxembourg.

Du point de vue du montant global de revenus, celui-ci est, en Lorraine, pratiquement égal suivant les deux catégories de ménages (4000FF en plus par an si la mère ne travaille pas), mais très différent au Luxembourg (20 000FB de plus par mois si la mère travaille soit l'équivalent de 40 000FF/an).

Concernant les revenus d'activité, ce qui distingue les deux régions, c'est surtout la part importante (18%) des revenus non salariaux des ménages luxembourgeois ayant à leur tête des mères isolées occupant un emploi.

Concernant les revenus divers, on peut noter que la perception de pensions alimentaires est plus largement le fait, au Luxembourg, des mères sans emploi (3090FB par mois, représentant 4,6% de leur revenu total contre 844FB, soit 1,0%, si la mère a un emploi) alors que c'est l'inverse en Lorraine (320FF par an si la mère est sans emploi contre 4730FFF, soit 0,3% contre 5,1%).

Concernant enfin les transferts publics, le cas du groupe des mères isolées sans emploi amène à accentuer les deux constats effectués précédemment à propos des mères isolées prises globalement :

- forte perception de pensions de retraite au Luxembourg : 25 625FB par mois soit 38% du revenu total, contre 7935FB (9%) si la mère isolée travaille, valeurs à comparer aux 4100FB (4,5%) perçus en moyenne par les mères luxembourgeoises vivant en couple et aux 5% caractérisant les Lorraines isolés sans emploi ;
- forte perception de prestations familiales en Lorraine : 25 234FF par an soit 26% du revenu total des mères isolées sans emploi, contre 8874FF (9,5%) si la mère isolée travaille contre 1087FF (9%) si la mère vit en couple et contre 5% pour les Luxembourgeoises isolées sans emploi.

De plus, au Luxembourg, ces femmes isolées sans emploi perçoivent, en ce qui concerne les autres transferts publics, des montants supérieurs, représentant des parts de leur revenu total également supérieurs (par rapport aux trois autres catégories de femmes) : pensions d'invalidité, prestations familiales, pension d'orphelin, transferts "autres". Il en est de même en Lorraine en ce qui concerne les pensions d'invalidité, les indemnités de chômage, les bourses d'étude, les pensions d'orphelin et les transferts "autres" (pour le cas lorrain il s'agit d'allocations logement).

c) La part du revenu du ménage apportée par la mère.

Afin de mieux appréhender le rôle de la mère dans la constitution du revenu du ménage, nous avons, après regroupement de certains types de revenus, essayé de mesurer l'apport moyen personnel de la mère suivant les quatre sous-populations de ménages étudiées.

Les revenus sont regroupés en quatre grandes catégories. Pour deux catégories la partition "revenus de la mère/revenus des autres membres du ménage" est totalement réalisable ; il s'agit :

- des revenus d'activité (salariée ou non)
- des revenus de transferts publics individuels (pensions de retraite, indemnités de chômage, indemnités de remplacement pour maladie, bourses d'études).

Les deux autres catégories regroupent essentiellement des revenus qui ne sont pas totalement individualisables, car ils sont perçus plutôt par la famille globalement que par un individu particulier du ménage. Dans l'enquête, ces revenus sont enregistrés à un niveau d'interrogation intermédiaire entre l'individu et le ménage : le groupe de revenu. Ce groupe rassemble, à l'intérieur du ménage, d'une part les individus qui, lorsqu'ils ont des revenus, déclarent faire caisse commune et d'autre part ceux qui en sont financièrement dépendants. Nous avons donc considéré que ces revenus non individualisables perçus par le groupe de revenu dans lequel se trouve la mère sont des revenus apportés par cette même mère et non pas par un autre membre du ménage (la mère n'est donc pas apporteuse des seuls revenus non individualisables perçus par un groupe qui n'est pas le sien). Ces deux catégories sont :

- les revenus divers (exceptionnels, du capital et les pensions alimentaires) ;
- les revenus de transferts publics non individuels : prestations familiales et de logement, pensions d'invalidité (dont A.A.H. et A.E.S), pensions d'orphelin (dont A.S.F.).

N.B. : Les pensions alimentaires et les pensions d'invalidité non versées par les C.A.F. sont totalement individualisables et donc pour ces deux types de pensions, seules celles perçues par la mère (et non par le groupe de revenu) sont intégrées dans notre calcul d'apport de la mère.

Compte tenu de ces règles, pour l'ensemble des ménages, les mères lorraines contribuent au tiers du revenu total du ménage et les luxembourgeoises apportent un cinquième de celui-ci. Mais suivant les catégories de ménages, la part apportée par les mères est différente, avec aux deux extrêmes :

- en Lorraine : 21% pour les mères en couple sans emploi et 77% pour les isolées avec emploi ;
- au Luxembourg : 8% et 63% respectivement pour les mêmes catégories de mères.

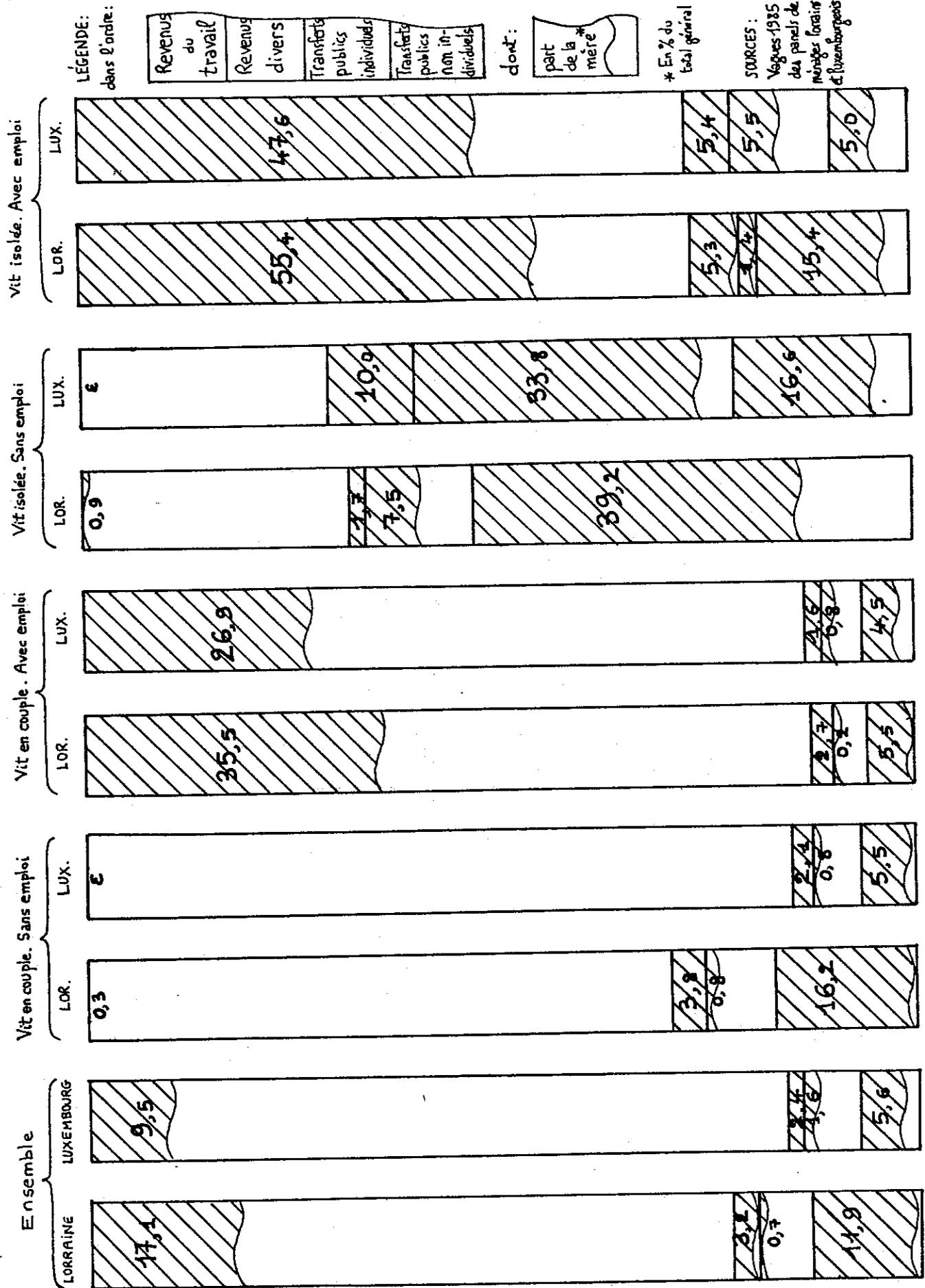
Régions	LOR.	LUX.	LOR.	LUX.	LOR.	LUX.	LOR.	LUX.	LOR.	LUX.
Type de ménage	ensemble	ensemble	en couple sans emploi (CN)		en couple avec emploi (CE)		isolée sans emploi (IN)		isolée avec emploi (IE)	
Revenus du travail	22,1 %	11,4 %	0,4 %	0,002 %	40,6 %	30,9 %	2,7 %	0 %	74,7 %	65,2 %
Revenus divers	97,8 %	96,1 %	98,5 %	97,3 %	96,4 %	87,7 %	96,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %
Transferts publics individuels	11,6 %	24,9 %	10,0 %	3,4 %	6,1 %	18,3 %	60,8 %	88,7 %	90,1 %	47,9 %
Transferts publics non totalement individualisable	91,5 %	73,9 %	94,0 %	77,3 %	92,4 %	70,0 %	73,8 %	77,5 %	81,4 %	50,5 %
Total des revenus	32,9 %	19,1 %	21,1 %	7,8 %	43,9 %	33,8 %	49,3 %	60,3 %	77,5 %	63,5 %
Niveau de vie - revenu total/U.C	29,4 %	20,6 %	17,4 %	7,6 %	37,6 %	34,9 %	54,9 %	64,1 %	81,8 %	70,2 %

% exprimés en fonction du montant total de la catégorie de revenus en question

Concernant les deux catégories de revenus non véritablement attribuables soit à la mère soit à une autre personne du ménage, les parts relatives d'apport des mères sont toujours élevées, mais ceci tient largement à la règle d'affectation retenue ; car la proportion de ménages incluant des groupes de revenu secondaires est relativement faible ; et, lorsque ces groupes de revenu secondaires existent, ils sont rarement apporteurs de ces types de revenus non-individuels pour des montants substantiels, car ces groupes secondaires sont le plus souvent composés d'enfants, ne percevant guère de prestations familiales ou de revenus du capital.

Pour les revenus divers (qui ne représentent en moyenne que 2 à 3% du revenu total) les taux de contribution des mères sont toujours supérieurs à 95%, voire très proche de 100% pour les mères isolées (pour ces dernières les revenus divers représentent un peu plus de 5% de leur revenu total).

Quant aux transferts publics non individuels (principalement constitués des prestations familiales et de logement), ils constituent toujours une part plus importante du revenu total en Lorraine qu'au Luxembourg (12% contre 7,5% en moyenne) et sont également largement apportés par la mère, et cela plus en Lorraine qu'au Luxembourg (91% contre 74% en moyenne). Dans les deux régions la part d'apport des mères est plus élevée lorsqu'elles vivent en couple que lorsqu'elles sont isolées (les isolées semblent donc cohabiter plus souvent que les mères en couple avec des parents ou amis qui eux-mêmes perçoivent des prestations



familiales ou de logement). Il en est de même pour les mères sans emploi (vis-à-vis des "avec emploi" sauf pour la catégorie des Lorraines isolées, qui apportent 74% de ces revenus lorsqu'elles n'ont pas d'emploi contre 81% dans le cas contraire. Cette exception mérite d'être soulignée car ce type de transferts publics représente 53% (pourcentage très supérieur à celui des autres catégories) du revenu total des ménages lorrains incluant des mères isolées sans emploi.

Concernant les autres transferts publics (individuels), qui représentent une part du revenu total sensiblement égale à celle des transferts non individuels (8,6% en Lorraine et 6,6% au Luxembourg), en moyenne, les mères apportent environ un quart de leur montant au Luxembourg contre (seulement) un dixième en Lorraine. La différence inter-régionale est notamment sensible pour les mères en couple, pour lesquelles les parts sont trois fois plus élevées au Luxembourg (18% contre 6% si la mère travaille et 10% contre 3% sinon). Mais elle est également très sensible pour les mères isolées sans emploi qui, très souvent retraitées (ou veuves percevant une pension de réversion) au Luxembourg, apportent 89% de ce type de revenus (lequel constitue d'ailleurs plus d'un tiers du revenu de ces ménages) contre seulement 61% apporté par les mères lorraines isolées sans emploi. Pour les isolées au travail la différence inter-régionale semble être inversée mais le taux d'apport risque de n'être pas significatif en Lorraine car il porte sur un montant très faible : il représente à peine plus de 1% du revenu total moyen de ce sous groupe de ménage. Enfin, on ne note pas d'effet particulier du statut d'activité de la mère sur le niveau de son apport relatif de revenus de ce type.

Quant à la part de revenus du travail apportée par les mères, elle mesure clairement le rôle du travail féminin dans la formation des revenus des ménages. En Lorraine, les mères apportent 22% des revenus du travail (contre 11% au Luxembourg) ce qui représente 17% du revenu total des ménages lorrains (contre 10% du revenu des ménages luxembourgeois). Si l'on se consacre maintenant aux seuls ménages où la mère est au travail⁽¹⁾ on peut souligner facilement la contribution des mères au revenu global par leur travail :

- lorsque la mère vit en couple, elle apporte, en lorraine, 40% des revenus du travail (qui représentent 35% du revenu total) et 31% au Luxembourg (qui représentent 27% du revenu total). Dans ce cas l'essentiel des autres revenus du travail (60% et 69%) sont apportés par le conjoint ;
- lorsque la mère est isolée, en Lorraine elle apporte les 3/4 des revenus du travail (soit 55% du revenu total) et seulement 65% au Luxembourg (soit 48% du revenu total). Le

(1) Pour les autres la part de la mère est par définition nulle ; lorsqu'elle ne l'est pas totalement cela provient du fait qu'une mère classée sans emploi au moment de l'enquête, peut en avoir occupé un à un autre moment de l'année, d'où l'existence de revenus du travail au niveau annuel.

complément en revenus du travail (25% et 35%) sont apportés soit par les parents hébergeant la mère isolée soit par un enfant (adulte) de cette mère.

Par comparaison on peut noter que, lorsque les mères vivant en couple ne travaillent pas, leurs conjoints apportent par leur travail 70% du revenu total du ménage en Lorraine et 85% au Luxembourg, et les autres membres de ménage de mères isolées sans emploi apportent par leur travail environ 30% du revenu total dans les deux régions.

Section 2 - Les allocataires de Meurthe-et-Moselle.

La C.A.F. de Meurthe-et-Moselle nous a fourni un échantillon de 10.000 allocataires dont toutes les caractéristiques socio-démographiques sont connues en juillet 1987 et dont tous les revenus sont ceux perçus par le ménage allocataire en 1986.

Le but de notre étude étant de voir les interactions, pour les femmes, entre trois variables - l'isolement, l'activité, les prestations familiales - nous avons retiré tous les allocataires pour lesquels au moins une de ces trois variables ne pouvait pas être influencée ; ainsi ont été retirés :

- tous les ménages comportant une femme de 55 ans ou plus (femme qui est soit l'allocataire, soit son conjoint) ; pour elles, l'existence de prestations familiales n'influencera pas beaucoup, voire pas du tout, ni leur comportement d'isolement, ni celui d'activité, n'ayant que peu de droits ouverts car généralement sans enfant à charge. Ces ménages bénéficient essentiellement de deux types de prestations :
 - l'allocation de logement sociale et l'aide personnalisée au logement
 - l'allocation aux adultes handicapés.
- tous les ménages comportant une femme de moins de 18 ans.
- tous les hommes isolés bénéficiant de l'allocation aux adultes handicapés ou de l'aide personnalisée au logement
- tous les hommes isolés de moins de 25 ans bénéficiant de l'allocation de logement sociale pour les jeunes travailleurs ou de l'aide personnalisée au logement (et éventuellement de l'allocation aux adultes handicapés).

Il reste alors 7698 ménages allocataires comprenant au moins une femme de 18 à 54 ans (dans 79,7 % de ces ménages, il y a au moins un enfant à charge au sens CAF). Nous allons dans un premier temps étudier quelques caractéristiques des 7698 femmes ainsi sélectionnées, puis les distributions des revenus des ménages en fonction du nombre d'enfant à charge (au sens CAF), et des statuts vis-à-vis de l'activité et de l'isolement(1).

(1) Restreindre ainsi l'échantillon fait perdre 26,4 % des allocataires ; ce qui entraîne un certain nombre de distorsions par rapport à l'échantillon d'origine. On perd ainsi 55 % des allocataires isolés (84 % des veufs(ves), 51 % des célibataires, 33 % des divorcés et 32 % des séparés) ; on perd aussi 62 % des allocataires sans enfant à charge ; ce qui n'est pas étonnant compte tenu de la définition de la nouvelle population et du type de ménage exclu (essentiellement des veuf(ves) et des hommes célibataires). Ces ménages allocataires et sans enfant à charge ne peuvent donc percevoir que des prestations familiales non liées à l'existence d'enfant : ceci est confirmé par le fait que l'on perd 55 % des bénéficiaires de l'A.A.H., 39 % de ceux de l'A.L. et 32 % de ceux de l'A.P.L.. Enfin ces ménages perdus se trouvent surtout dans des communes de plus de 10.000 habitants (on perd 31 % des habitants de ces villes).

I. Activité-Isolement : quelques caractéristiques des 7698 femmes observées.

- une femme sur cinq est isolée (21 %). Parmi les isolées, on trouve 8 % de chômeuses, 23 % d'inactives et 69 % de femmes ayant un emploi.
- a contrario, quatre femmes sur cinq vivent en couple (79 %). 4 % d'entre elles sont chômeuses, 47 % inactives et 49 % ont un emploi.

Une autre façon de présenter ces statistiques est la suivante : les femmes étudiées sont chômeuses pour 5 % d'entre elles (et parmi elles 33 % sont isolées), inactives pour 42 % (et 11 % d'entre elles sont isolées) et pourvues d'un emploi pour 53 % (avec 27 % d'entre elles à être isolées).

Le taux de chômage (= nombre de chômeuses / population active) = 8,6 % (taux égal à 10,5 % chez les isolées et 7,9 % chez les femmes vivant en couple).

* Les premiers chiffres à attirer l'attention sont la faible proportion de chômeuses (5 %) dans la population étudiée, ainsi que les relativement faibles taux de chômage (8,6 %), notamment chez les femmes vivant en couple. Plusieurs explications peuvent être avancées ; l'une d'elle tient au fait que ne sont retenues dans l'échantillon que les femmes dont le ménage bénéficie de prestations familiales ;

* On doit cependant noter que les femmes isolées ont un taux de chômage supérieur de 2,4 points à celui des femmes en couple.

* Alors que seulement 4 % des femmes vivant en couple se déclarent au chômage, les femmes isolées sont deux fois plus nombreuses à se déclarer chômeuses (8 %). Plus des 2/3 des isolées ont un emploi et seulement 24 % sont inactives (et 1/4 de ces inactives bénéficie de l'Allocation au Adulte Handicapé).

Au total l'inactivité est davantage la caractéristique des femmes en couple, et l'activité (en regroupant les femmes ayant un emploi et celles se déclarant au chômage) celle des femmes isolées. En effet 89 % des inactives vivent en couple alors que les femmes en couple ne représentent que 79 % de l'ensemble des femmes. Dans le même ordre d'idées, 33 % des chômeuses et 27 % des femmes avec emploi sont isolées alors que les isolées ne représentent que 21 % des femmes.

* Qui perçoit quoi ?

+ Les prestations familiales les plus perçues par l'ensemble des femmes sont de loin les Allocations Familiales avec un pourcentage de perception égal à 57. Cette proportion varie fortement selon la population étudiée. Egale à un maximum de 72 % chez les Non Isolées Inactives, elle est à un minimum de 20 % chez les Isolées ayant un emploi. Les allocations familiales sont une prestation sans condition de ressources, mais une prestation qui impose un minimum de deux enfants à charge ; ces deux traits spécifiques aux allocations familiales apparaissent nettement quand on croise le nombre d'enfants à charge et la variable indiquant si la prestation a été ou non perçue ; en effet se trouvent opposées les femmes qui ont au plus un enfant à charge à celles qui en ont au moins deux sans distinction pour ces dernières quant au nombre d'enfants (seuil de signification du KHI² égal à zéro).

+ - La seconde prestation la plus perçue est l'Aide Personnalisée au Logement (APL) avec un allocataire sur quatre à en bénéficier. Elle présente un intervalle de variation entre les six catégories de femmes (différence entre le plus fort pourcentage de perception et le plus faible) plus restreint (15 %) que celui des Allocations Familiales (52 %) ; le maximum est de 33 % (chez les Isolées ayant un emploi) et le minimum de 18 % (chez les Non Isolées ayant un emploi). Elle est surtout perçue par des familles de 3 enfants ou plus. Prestation familiale sous condition de ressources, il n'est pas étonnant qu'elle soit le moins perçue chez les Non Isolées ayant un emploi, qui ont pour 94 % d'entre elles un conjoint qui travaille (et qui, appartenant donc à des ménages à au moins deux sources de revenus, ont des ressources plus élevées).

- L'allocation de logement (AL) est la quatrième prestation perçue (avec un pourcentage de perception = 19,6, le Complément Familial, troisième Prestation familiale se situant à 19,8 %). Il s'agit aussi d'une Prestation familiale sous conditions de ressources, mais ces conditions sont plus sévères que celles de l'APL. Pour en bénéficier s'ajoutent par ailleurs d'autres conditions : enfants à charge et/ou âge inférieur à 25 ans pour les jeunes travailleurs. Elle présente un intervalle de variation de 32 points avec un maximum chez les Isolées au Chômage (40 % de perception) et un minimum de 8 % chez les Non Isolées ayant un emploi. A noter que le seuil de signification du KHI²=0,12 chez les Isolées au Chômage semble indiquer qu'il n'existe pas de différence significative selon le nombre d'enfants à charge ; ce qui n'est pas le cas dans d'autres sous-populations comme les Isolées Inactives où le fait de percevoir l'AL semble caractériser plutôt les familles de 1 à 3 enfants, alors que chez les Non Isolées ayant un emploi, elle est la caractéristique des familles ayant 0, 1 ou 3 enfants et plus, et chez les Non Isolées Inactives, celle des familles de 1 ou 4 enfants et plus.

- Au total (AL + APL) ces 2 prestations exclusives l'une de l'autre concernent 45 % des allocataires. Le taux minimum de perception se situe chez les Non Isolées ayant un emploi (26 %), la condition de ressources semblant jouer ici beaucoup plus que chez d'autres femmes, notamment par le biais du quotient familial. Deux populations se trouvent au niveau de la moyenne de perception ; ce sont les Isolées Inactives (46 % de perception) et les Non Isolées Inactives (55 %). Les trois autres populations montrent des taux de perception plus élevés : les Isolées ayant un emploi avec 62 %, les Non Isolées au Chômage avec 64 % et les Isolées au Chômage avec 69 %. Il faut rappeler que le droit est ouvert conditionnellement aux ressources de l'année précédente, ce qui limite l'interprétation relativement à la situation actuelle de la femme vis-à-vis du marché du travail et vis-à-vis de son nombre d'enfants à charge.

+ Le Complément Familial, prestation perçue en moyenne par un ménage allocataire sur cinq, repose sur deux conditions principales : d'une part une condition de ressources, d'autre part une condition relative aux enfants : un enfant de moins de trois ans et/ou plus de 3 enfants à charge. Dans l'échantillon, il est surtout perçu par les Non Isolées ayant un emploi avec au moins trois enfants à charge. Il est relativement peu perçu par les Isolées ayant un emploi, parce qu'elles ont rarement au moins trois enfants à charge (5 %), et quand elles ont un ou deux enfants (52 % sont dans ce cas), ceux-ci ont sans doute assez souvent plus de trois ans, puisqu'elles sont peu à le percevoir. Enfin une dernière explication peut résider dans la condition de ressources non satisfaite.

+ Les autres prestations familiales sont dans l'ensemble relativement peu perçues parce qu'elles s'adressent à des populations plus spécifiques.

- l'Allocation au Jeune Enfant perçue par 8 % des ménages allocataires est une prestation relativement nouvelle qui ne concerne que les femmes enceintes et celles ayant des enfants de moins de 3 ans ; elle se substitue progressivement à d'anciennes prestations encore versées jusqu'à épuisement des droits. Ici, elle est surtout perçue par les femmes au chômage.

- l'Allocation de Soutien Familial perçue au total par 6 % des allocataires s'adresse presque exclusivement aux femmes isolées. De ce fait, ce pourcentage faible sur l'ensemble de la population varie-t-il de 48 % de perception chez les Isolées au Chômage à 23 % chez les Isolées ayant un emploi en passant par 368 % chez les Isolées Inactives.

- l'Allocation au Adulte Handicapé et l'Allocation d'Education Spéciale (AES), prestations non exclusives au sein d'un ménage, sont versées quand un handicapé est présent dans le ménage (adulte pour la première, enfant pour la seconde). Elles sont perçues au maximum par 4 % (%AAH + %AES) des allocataires. Mais alors que l'AES est perçue dans les mêmes

proportions dans l'ensemble des 6 sous-populations, l'AAH est perçue quasi-exclusivement par les Isolées Inactives (25 % de perception).

- l'Allocation de Parent Isolé (API) est une prestation réservée aux isolées. Une condition de ressources maximales rend peu probable le bénéfice-de-l'API-en-exerçant-une-activité. Mais d'une part le calcul en droits trimestriels décalés n'exclut pas totalement cette activité, et d'autre part les femmes bénéficiant d'un montant faible de prestation (compte tenu de leur structure familiale) peuvent combiner une activité à temps partiel et le bénéfice de l'API. On peut noter que si 35 % des Isolées au Chômage perçoivent l'API, le nombre d'enfants à charge ne permet pas de distinguer ces femmes (seuil de signification du KHI² = 0,41). Une isolée inactive sur 5 bénéficie de l'API, et cette perception semble caractériser plutôt des femmes ayant un enfant à charge ou au moins trois enfants à charge. Au total l'API est perçue par 10 % des isolées et plus d'une bénéficiaire de l'API sur 2 (54 %) est mère d'un enfant à charge alors que seulement 8 % sont enceintes de leur premier enfant.
- le Supplément de Revenu Familial (SURF) et l'Allocation Différentielle (ALDIF) sont deux prestations qui sont peu fréquemment perçues (0,4 % pour chacune de ces Prestations familiales) ; mais alors que le SURF est perçu par chacune des 6 sous populations, l'ALDIF n'est perçue que par 3 d'entre elles : les Isolées au chômage et celles ayant un emploi et les Non Isolées ayant un emploi.

II. Revenu et composition familiale des allocataires de la Caisse d'Allocations Familiales de Meurthe-et-Moselle.

Nous cherchons à appréhender si le statut vis-à-vis de l'activité et le statut vis-à-vis de l'isolement sont associés à des structures familiales types. Peut-on dire que ce sont systématiquement les familles à bas revenus qui ont beaucoup d'enfants à charge et celles à hauts revenus qui en ont peu ? Peut-on dire que les ménages de femmes isolées ont un revenu inférieur aux ménages vivant en couple ? C'est à ce genre de questions que nous essayons de répondre.

Pour ce faire, nous nous intéressons au revenu de familles types. Mais ne connaissant pas le montant des prestations familiales versées par la C.A.F., il nous sera impossible d'évaluer leur effet sur le revenu familial. Le revenu considéré dans l'analyse est le revenu déclaré par les ménages auprès de la C.A.F. en 1986 ; il s'agit d'un revenu net de cotisations sociales, mais brut d'impôts(1). Il s'agit donc du revenu initial (auquel nous avons rajouté le montant de l'AAH, car il nous était connu).

(1) Revenu initial du ménage

- salaires + pensions + forfaits + revenus fonciers + revenus immobiliers + revenus agricoles + revenus divers imposables + rente de survie + indemnités journalières de l'ASSEDIC et de la Sécurité sociale + pensions d'invalidité + allocation de veuvage + frais professionnels + pension militaire + rente accident du travail.

La construction de familles types repose sur deux critères qui jouent un rôle dans l'accès aux prestations : le nombre d'enfants à charge et le nombre d'actifs du ménage ; bien que ne figurant pas explicitement dans les barèmes (à la différence du nombre d'enfants) le nombre d'actifs dans le ménage est un critère décisif d'attribution des prestations à travers l'effet revenu qu'il implique : à composition familiale identique, les revenus d'un couple avec deux actifs sont supérieurs à ceux du même couple avec un seul actif.

L'analyse réalisée ici reprend partiellement la méthode utilisée par Gérard Lattès (1). En effet, d'une part elle croise aussi 3 critères :

- le nombre d'enfants à charge
- le statut vis-à-vis de l'isolement
- le statut vis-à-vis de l'activité de chaque conjoint

et, d'autre part, elle repose sur le calcul de déciles de revenu.

Elle s'en différencie cependant sur de nombreux points, rendant toute comparaison quasiment impossible. Cette différenciation est essentiellement due à des objectifs différents dans les deux analyses. Gérard Lattès s'attache à apprécier la portée de la politique familiale depuis 1970. Notre but est de voir les différences de revenu entre les allocataires.

Nous commencerons par présenter la méthode utilisée et, ensuite nous étudierons les revenus des ménages allocataires en 1987.

A. La méthode utilisée

1) Construction de ménages types

Partant de la situation vis-à-vis de l'isolement, de celle vis-à-vis de l'activité et du nombre d'enfants à charge, trois éléments appréhendés en juillet 1987, nous avons construit 17 ménages types. Ce sont des ménages composés :

- de couples dont l'homme est le seul actif :
 - 1 - couples sans enfants à charge (n = 154)
 - 2 - couples avec un enfant à charge (n = 391)
 - 3 - couples avec deux enfants à charge (n = 1008)
 - 4 - couples avec trois enfants à charge (n = 692)
 - 5 - couples avec quatre enfants à charge ou plus (n = 318)

(1) Gérard LATTES : "La croissance des salaires réels a accentué la pression fiscale et réduit le poids des prestations". Economie et Statistiques, n°203, octobre 1987, pp.49-60

- de couples où les deux conjoints sont actifs :
 - 6 - couples sans enfants à charge (n = 397)
 - 7 - couples avec un enfant à charge (n = 818)
 - 8 - couples avec deux enfants à charge (n = 1427)
 - 9 - couples avec trois enfants à charge ou plus (n = 401)
- de femmes isolées actives :
 - 10 - sans enfant à charge (n = 490)
 - 11 - avec un enfant à charge (n = 441)
 - 12 - avec deux enfants à charge (n = 190)
 - 13 - avec trois enfants à charge ou plus (n = 61)
- de femmes isolées inactives :
 - 14 - sans enfant à charge (n = 134)
 - 15 - avec un ou deux enfants à charge (n = 163)
 - 16 - avec trois enfants à charge ou plus (n = 68)
- 17 - de couples dont l'homme est inactif (n = 192)

2) Construction de déciles de revenu

* Pour chacun des seize premiers ménages types, nous avons positionné les neuf premiers déciles, et le 95^{ème} centile pour un certain nombre de revenus mesurés en 1986 :

- salaire de l'homme et revenu initial du ménage pour les couples dont l'homme est le seul actif
- somme des salaires des conjoints et revenu initial du ménage pour les couples avec deux actifs
- salaire de la femme et revenu initial de la femme (égal ici à revenu initial du ménage) pour les femmes isolées actives
- salaire de la femme et revenu initial de la femme pour les femmes isolées inactives (1)

* Ont été rajoutés les déciles pour les mêmes types de revenu, pour les structures familiales, sans référence au nombre d'enfants à charge :

- couples avec l'homme comme seul actif
- couples où les deux conjoints sont actifs
- femmes isolées actives
- femmes isolées inactives

(1) Le statut vis-à-vis de l'activité étant saisi en juillet 1987 et les revenus de la femme en 1986, il est possible que des femmes inactives en juillet 1987 aient perçu des salaires en 1986.

* Enfin un dernier tableau récapitule les déciles de différents types de revenu, d'une part au niveau de l'ensemble des allocataires, d'autre part au niveau des structures familiales sans référence à l'activité des conjoints :

- | | |
|-------------------------|------------------------------|
| - couples sans enfant | - femmes isolées sans enfant |
| - couples un enfant | - femmes isolées un enfant |
| - couples deux enfants | - femmes isolée deux enfants |
| - couples trois enfants | |

3) Analyse des tableaux croisant le statut vis-à-vis de l'isolement, le nombre d'enfants à charge et le revenu initial des allocataires de la C.A.F.-54

Nous commencerons par voir les caractéristiques des ménages allocataires déclarant ne pas avoir perçu de revenu en 1986 (revenu initial auquel nous avons ajouté le montant de l'AAH) ; ensuite nous étudierons les revenus des allocataires selon le type de ménage, en croisant statut vis-à-vis de l'activité, statut vis-à-vis de l'isolement et nombre d'enfants à charge.

a) Les sans-revenus : qui sont-ils ?

L'étude plus particulière des 11 % de ménages déclarant ne pas avoir perçu de revenus (hors prestations familiales éventuelles) en 1986 fait apparaître les résultats suivants :

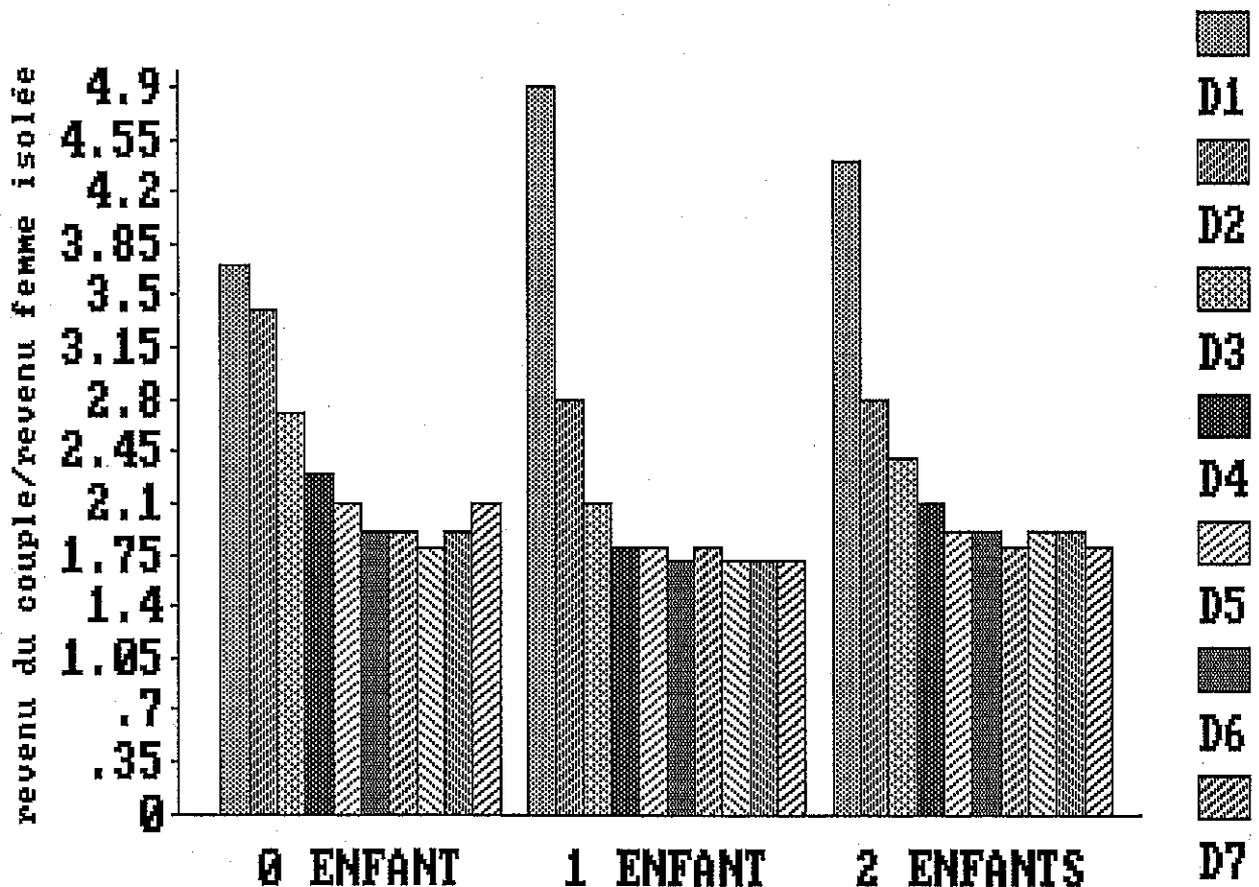
Il s'agit plutôt de femmes isolées (24 % déclarent 0 F de revenu initial en 1986) ou de couples dont l'homme est inactif (22 % déclarent 0 F de revenu initial en 1986). Ces femmes isolées sont plutôt séparées de fait (31 % sans revenu initial en 1986) ou célibataires (29 % sans revenus en 1986) ; elles sont plutôt inactives ou au chômage (59 % sans revenu initial). Les ménages ne déclarant pas de revenus sont sur-représentés parmi ceux bénéficiant de plusieurs prestations familiales : ils représentent 27 % de ceux bénéficiant de 4 prestations et 55 % de ceux en bénéficiant d'au moins 5. Ces prestations sont surtout l'A.A.H., l'A.P.I ou le S.U.R.F. (49 % des bénéficiaires de l'A.A.H. déclarent 0 F de revenus en 1986, 60 % des bénéficiaires de l'A.P.I. et 53 % de ceux du S.U.R.F. Si pour les femmes bénéficiant de l'A.P.I., on peut concevoir qu'en 1986 elles bénéficiaient du revenu de leur conjoint, il est peut-être étonnant de constater que la moitié de celles bénéficiant de l'A.A.H. en 1987, ne la percevaient pas en 1986.

b) L'ensemble des allocataires

Le salaire moyen perçu par l'ensemble des conjoints ayant perçu un salaire en 1986 est de 82 milliers de francs soit 93 % du revenu initial moyen (88 milliers de francs), mais le revenu initial moyen du ménage ayant perçu un revenu initial est de 105 milliers de francs.

Sur l'ensemble des allocataires ayant perçu un revenu initial nous avons calculé pour chaque décile le rapport revenu du couple sur revenu de la femme isolée, et ceci à nombre d'enfants égal. Si ce rapport est supérieur à 0,7 (0,7 est l'écart en termes d'unité de consommation, selon l'échelle de la FORS, entre la situation de vie en couple et celle d'isolée), le niveau de vie initial en couple est supérieur au niveau de vie initial en état d'isolement.

Il apparaît, que dans tous les cas, la situation de vie en couple apporte un niveau de vie initial supérieur à l'isolement, puisqu'aucun rapport n'est inférieur à 0,7. C'est chez les couples ayant un seul enfant à charge, et appartenant au premier décile, que l'écart de revenu initial est le plus grand (55 milliers de francs contre 11 milliers de francs soit 4,9 fois supérieur dans la situation de vie en couple par rapport à celle d'isolement).



c) Les couples

Un certain nombre de couples déclarent ne pas avoir perçu de revenus en 1986 ; même lorsqu'ils ont plusieurs enfants à charge. Le taux de non perception d'un revenu initial varie de 3 % pour des couples ayant au moins 4 enfants à 8 % pour les couples sans enfant. On peut alors, à juste titre, se demander s'ils vivent uniquement des prestations familiales. Créant un critère "Présence-Absence" de revenu initial en 1986 et le croisant avec un certain nombre de variables, il apparaît que les 7,81 % de couples ayant déclaré ne pas avoir perçu un seul franc de revenu initial en 1986 sont surreprésentés parmi :

- les concubins (11 %),
- les couples dont la femme a plus de 40 ans (11 %) et l'homme a aussi plus de 40 ans (11 %),
- les allocataires ayant bénéficié d'au maximum une prestation familiale en juillet 1987 (10 %) et ceux n'ayant bénéficié d'aucune prestation le mois considéré (16 %),
- les ménages habitant des communes de plus de 10.000 habitants (9 %)
- et surtout les couples dont l'homme est inactif (22 %).

α) Les couples dont l'homme seul est actif

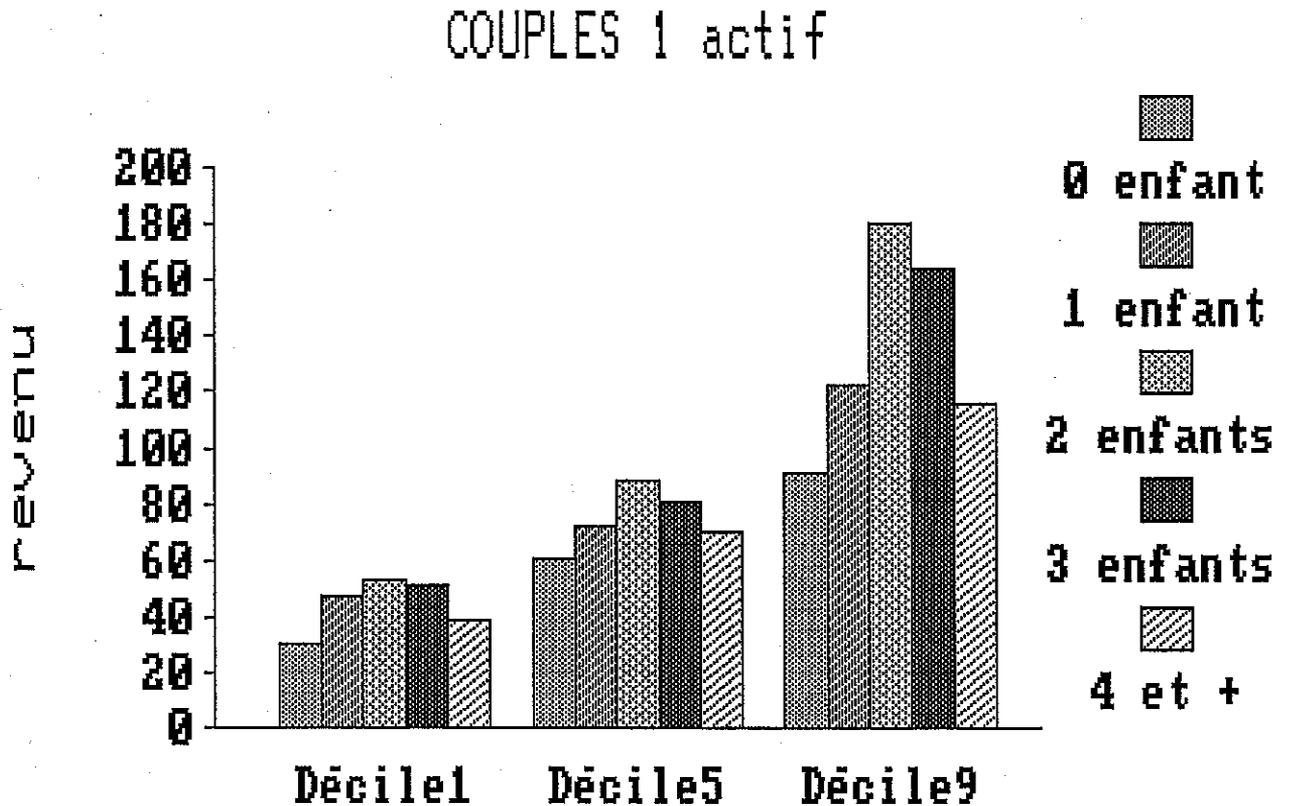
- 14 % des hommes appartenant à l'échantillon déclarent n'avoir pas perçu de salaires en 1986, mais ils ont perçu d'autres revenus (indemnités journalières de l'ASSEDIC, etc.). Ce taux de non perception d'un salaire varie de 9 % pour les couples de 4 enfants et plus à 17 % pour les couples de 2 enfants (ce qui place leur deuxième décile à seulement 26 milliers de francs). Mais si un certain nombre de couples n'ont pas perçu de salaire en 1986, il ont néanmoins perçu un autre type de revenu (taux de non perception d'un revenu initial de 3 % pour les couples avec au moins 4 enfants à charge à 8 % pour les couples sans enfant).

- 20 % environ ont perçu un salaire égal ou inférieur au SMIC (2^{ème} décile).

Deux raisons peuvent expliquer cette faiblesse du salaire perçu : ou l'homme a travaillé à temps partiel en 1986, ou il a travaillé seulement une partie de l'année dans une activité salariée.

- le salaire moyen de l'homme ayant perçu un salaire s'établit à 84 milliers de francs alors que le revenu initial moyen de l'homme ayant perçu un revenu initial s'établit à 95 milliers de francs, soit une hausse de 13 % ; mais alors que le salaire moyen s'établit légèrement au dessus de la médiane, le revenu initial moyen est plus près du troisième quartile, indiquant par là l'existence de revenus non salariaux très élevés.

- le décile de salaire, quelque soit son rang est toujours le plus faible pour les couples sans enfant, un peu plus élevé pour les couples avec un seul enfant et ceux ayant quatre enfants et plus, et de niveau le plus fort pour ceux ayant deux ou trois enfants à charge. Cette structure se retrouve au niveau du revenu initial du couple.



β) Couples avec deux actifs

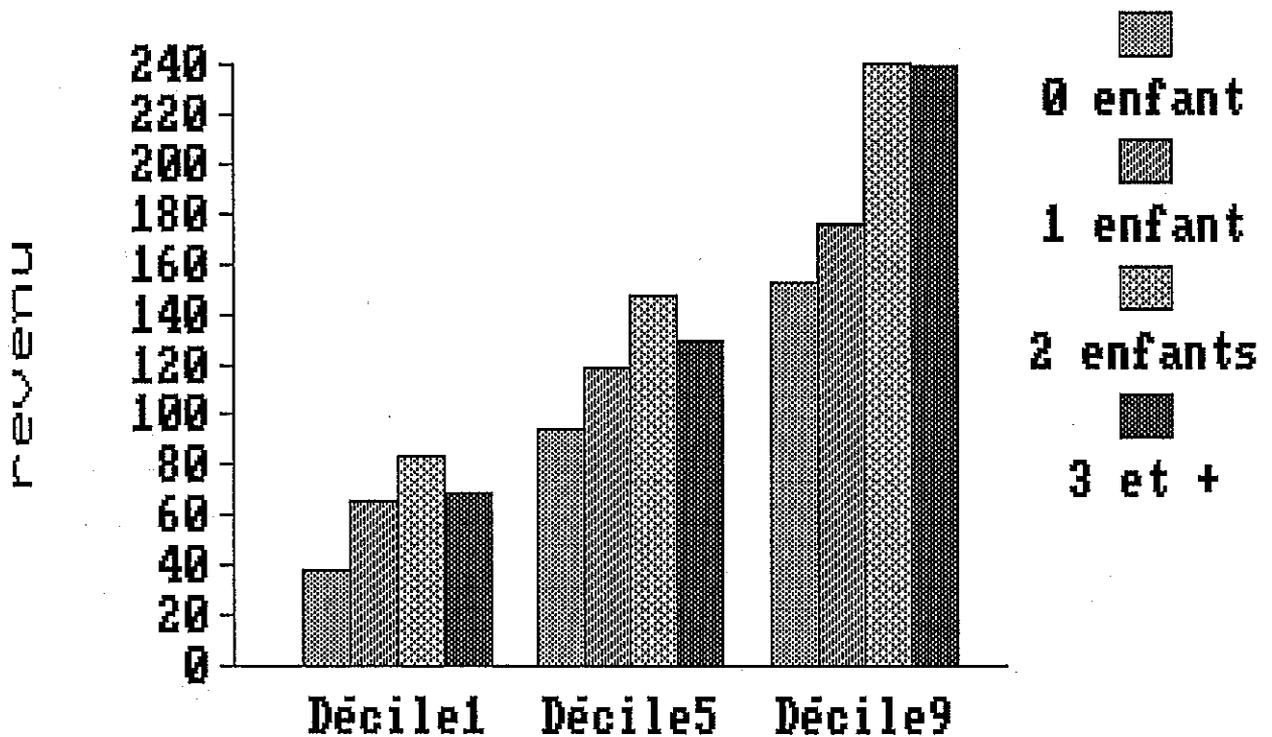
- le pourcentage de familles ayant eu un revenu initial en 1986 varie de 80 % pour les femmes percevant un salaire à 94 % pour les couples de trois enfants ou plus percevant un revenu (quel qu'il soit). Ce dernier chiffre signifie que 6 % des couples de trois enfants et plus et ayant deux actifs en juillet 1987 n'ont pas perçu de revenu initial en 1986.

- Le revenu initial moyen du couple de deux actifs ayant perçu un revenu initial s'établit à 140 milliers de francs, soit 47 % de plus que le revenu initial moyen du couple à un seul actif.

- Il y a en proportion plus de couples avec deux actifs en 1987 que de couples avec l'homme seul actif à n'avoir pas

perçu de revenu initial en 1986 ; ainsi, par exemple, 11 % des couples de deux actifs et sans enfants sont dans ce cas contre 8 % des couples avec un seul actif et sans enfant.

COUPLES 2 actifs



d) Les femmes isolées

Actives en 1987, les femmes isolées ont pour la plupart d'entre elles perçu un revenu initial en 1986 ; ce sont les femmes isolées avec au moins 3 enfants à charge qui ont le plus fort taux de perception d'un revenu initial (92 %), et celles sans enfant qui ont le plus faible (75 %).

Inactives en 1987, les femmes isolées l'étaient le plus souvent déjà en 1986 : 9 femmes sur dix environ n'ont pas perçu de salaire en 1986 et 6 femmes sur dix n'ont pas perçu de revenus (ce dernier taux variant de 75 % pour les femmes sans enfant à 48 % pour les femmes ayant un ou deux enfants à charge).

α) Femmes isolées actives

Le revenu initial moyen de la femme isolée active (percevant un revenu initial) est de 56 milliers de francs ; ce revenu initial se situe au niveau du 6^{ème} décile, signifiant qu'il existe des femmes isolées qui perçoivent de très hauts

revenus. Le salaire moyen de la femme isolée active (percevant un salaire) est de 50 milliers de francs ; il est légèrement inférieur au salaire moyen de la femme vivant en couple (54 milliers de francs).

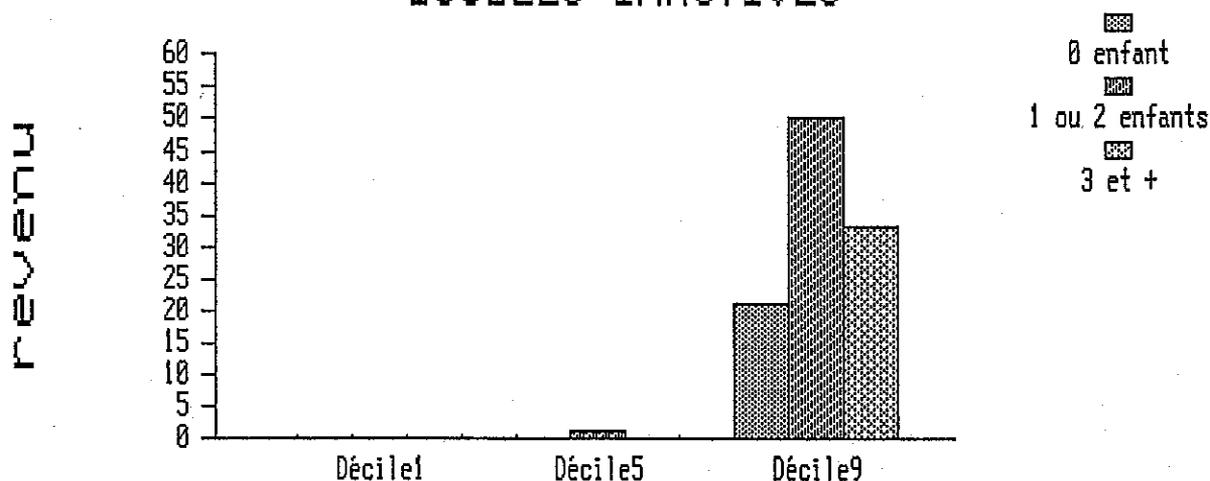
ISOLEES ACTIVES



β) Femmes isolées inactives

C'est la femme isolée inactive qui a, entre toutes les femmes, les salaire et revenu initial les plus bas (salaire moyen de 14 milliers de francs, revenu initial moyen de 27 milliers de francs ; ceci s'explique car, ainsi que nous l'avons noté plus haut, une part non négligeable de ces femmes sont des séparées de fait qui, en 1986, devaient bénéficier du revenu initial de leur conjoint ; les autres sont des célibataires qui bénéficient soit de l'A.P.I., soit de l'A.A.H.

ISOLEES INACTIVES



CHAPITRE II : APPROCHE ECONOMETRIQUE PAR EQUATIONS SIMULTANEEES

Après avoir présenté succinctement les méthodes utilisées (paragraphe 1), nous envisagerons successivement les modèles CAF-54 (paragraphe 2), puis les modèles Lorraine-Luxembourg (paragraphe 3) ; on dressera pour finir (paragraphe 4) un parallèle entre les principaux résultats obtenus à partir de ces deux bases de données.

I • La méthode utilisée

Nous testerons d'abord séparément une équation d'isolement, puis i-une équation d'activité avec deux méthodes d'estimation différentes (estimation par les moindres carrés pondérés, puis par le maximum de vraisemblance) ; mais la validité du modèle d'équations testées séparément repose sur l'hypothèse que la variable dépendante (par exemple l'activité) est affectées par les variables dépendantes du système (dont, entres autres, l'isolement), mais ne les affecte pas ; cette hypothèse ne tient plus après les résultats trouvés. Un type de modèle plus adapté est, sans doute, un modèle d'équations simultanées, puisque l'isolement semble agir sur l'activité et inversement. Les deux équations testées sont :

- une équation de participation à la population active : la variable dépendante **FACTIVE** est binaire et prend la valeur 1 quand la femme est au chômage ou a un emploi en juillet 1987, la valeur 0 quand elle appartient à cette date à la population inactive. L'équation s'écrit :

$$\text{FACTIVE} = f(\text{AGE}, \text{AGE2}, \text{FREVENU}, \text{TAILCOM}, \text{AF}, \text{FNATION}, \text{ENFCHAR}, \dots)$$

- une équation d'isolement : la variable dépendante **FISOLEE** est binaire et prend la valeur 1 quand la femme est isolée en juillet 1987, la valeur 0 sinon. L'équation s'écrit :

$$\text{FISOLEE} = f(\text{AGE}, \text{AGE2}, \text{FREVENU}, \text{TAILCOM}, \text{AES}, \text{FNATION}, \text{ENFCHAR}, \dots)$$

Les méthodes d'estimation par les moindres carrés ordinaires, en présence de variables dépendantes limitées, donnent des estimateurs non efficaces, car les résidus sont corrélés avec la variable dépendante. C'est pourquoi notre première méthode d'estimation sera fondée sur l'utilisation des moindres carrés pondérés qui rendent constante la variance des erreurs. Il restera toutefois des problèmes, surtout parce que les valeurs estimées de la variable dépendante peuvent sortir de l'intervalle [0,1].

Nous postulons, ensuite, pour répondre aux critiques liées à l'utilisation de la méthode des moindres carrés pondérés, que la relation entre les variables endogènes et les variables

exogènes est de nature logistique. Les valeurs estimées des variables dépendantes seront alors effectivement comprises dans l'intervalle $[0,1]$.

Le bref exposé qui suit est exclusivement orienté vers une bonne compréhension des méthodes employées et vers une interprétation correcte des résultats obtenus. Pour plus de détails sur ces questions le lecteur pourra se reporter, comme nous l'avons fait, aux références bibliographiques citées en annexe à ce paragraphe.

1 - Le modèle probabiliste linéaire s'écrit habituellement (cf. MADDALA [1983]) :

$$y_i = \beta'x_i + u_i \quad [1]$$

$$\text{avec } E(u_i) = 0.$$

Pour chaque femme i , on peut déduire de ce modèle une probabilité estimée \hat{y}_i de l'événement étudié (activité et/ou isolement), compte tenu des caractéristiques personnelles x_i de cette femme.

Quand on utilise les moindres carrés ordinaires, la variance des u_i varie avec les valeurs des variables indépendantes; de ce fait les tests d'hypothèses (tels que t et F) ne sont pas valides. A.S.GOLDBERGER (1964) suggère, pour palier ce problème, de calculer pour chaque observation (après avoir estimé l'équation par des moindres carrés ordinaires) $\hat{y}_i(1 - \hat{y}_i)$, puis d'utiliser les moindres carrés pondérés. Les poids étant définis comme :

$$w_i = [1/(\hat{y}_i(1 - \hat{y}_i))]^2$$

Il suffit alors de régresser :

$$y_i \cdot w_i = x_i \cdot w_i + u_i \cdot w_i.$$

On peut alors montrer que $(u_i \cdot w_i)$ a une variance constante, de sorte que les nouveaux estimateurs sont non seulement non biaisés, mais ont la plus petite variance possible.

Il faut noter que l'usage du R^2 doit être évité car le R^2 résultant de l'estimation des moindres carrés pondérés fait référence à une variance qui n'est pas celle de l'équation d'origine.

Pour mesurer l'adéquation de l'utilisation d'un modèle de probabilité linéaire à nos données, nous pouvons regarder la somme des carrés des erreurs (SSE). L'effet de la pondération est de diviser chaque observation par l'estimation de l'écart-type de l'erreur pour cette observation. De ce fait, les résidus pondérés

ont une variance approximativement égale à 1, et la SSE pour l'analyse des moindres carrés pondérés se comporte approximativement comme un χ^2 avec $N-K$ degrés de liberté. On peut donc calculer $t = (SSE - (N - K)) / \sqrt{2(N - K)}$ qui se comportera comme une distribution de Student avec $N - K$ degrés de liberté pour notre échantillon qui est grand. On peut comparer le degré de concordance entre ce t calculé et celui d'une table de Student pour conclure sur l'adéquation du modèle.

Cependant, dans les grands échantillons (comme dans le notre), le modèle de probabilité linéaire n'est pas aussi criticable qu'il y paraît au premier abord. En effet, dans les grands échantillons on a \hat{y}_i voisin de y_i et $E(u_i)$ voisin de zéro.

Une solution alternative est de spécifier un modèle de probabilité non linéaire. Nous allons en voir un ci-dessous qui repose sur l'usage d'une fonction logistique (nous faisons alors implicitement l'hypothèse que la distribution de probabilités des résidus de nos équations suit une loi particulière, qui est une distribution logistique ; nous faisons alors l'hypothèse implicite que les résidus ne suivent pas une loi normale, comme ce devrait être le cas dans une analyse probit).

2 - La fonction logistique s'utilise essentiellement quand la variable dépendante est binaire : elle est donc particulièrement adaptée à notre problème, où la variable dépendante ne prend que les valeurs 0 et 1. Elle s'écrit :

$$F(Z) = \frac{e^Z}{1 + e^Z}$$

$$\text{où } Z = \beta'x_i$$

Si l'on veut prédire les effets de changements de l'une des variables indépendantes sur la probabilité d'appartenir à un groupe, il est nécessaire de calculer la valeur de l'élasticité de la variable dépendante à différents niveaux des variables explicatives, car elle dépend de ces niveaux ; en effet cette élasticité s'écrit :

$$E_{Y/X} = (\delta Y / \delta X) \cdot X / Y$$

$$= \frac{\delta}{\delta X_{1k}} L(x'_{1k} \beta) \cdot \frac{X_k}{P(Y=1)}$$

La qualité de l'estimation peut être établie à partir de plusieurs tests ; le problème est qu'aucun test n'est univer-

sellement reconnu en la matière (R^2 de Mac Fadden, indice D_{yx} de SOMER, corrélation GAMMA de GOODMAN-KRUSKAL, Tau-a de KENDALL, etc.)

3 - L'estimation simultanée

Le cas général du modèle à deux équations s'écrit :

$$\begin{aligned} y_1^* &= \tau_{12} y_2^* + \beta_1 X_1 + u_1 \\ y_2^* &= \tau_{21} y_1^* + \beta_2 X_2 + u_2 \end{aligned}$$

Ce système s'écrit donc sous forme matricielle :

$$\begin{bmatrix} y_1^* \\ y_2^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \tau_{12} \\ \tau_{21} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1^* \\ y_2^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix}$$

Si y_1 et y_2 sont binaires (comme FACTIVE et FISOLEE), on a :

$$\begin{aligned} y_1 &= 1 \text{ si } y_1^* > 0 \\ y_1 &= 0 \text{ sinon} \\ \text{et} \\ y_2 &= 1 \text{ si } y_2^* > 0 \\ y_2 &= 0 \text{ sinon} \end{aligned}$$

Pour estimer un tel modèle, les économètres commencent par l'estimation des paramètres de la forme réduite, puis passent à celle des paramètres structurels, en utilisant les valeurs prédites des variables endogènes, calculées à partir de la forme réduite.

La forme réduite du modèle est :

$$y_1^* = \pi_1 X + v_1 \quad \text{et} \quad y_2^* = \pi_2 X + v_2$$

Les fonctions structurelles estimables sont :

$$y_1^{**} = \tau_1 \frac{\sigma_2}{\sigma_1} y_2^{**} + \frac{\beta_1}{\sigma_1} X_1 + \frac{u_1}{\sigma_1}$$

et

$$y_2^{**} = \tau_2 \frac{\sigma_1}{\sigma_2} y_1^{**} + \frac{\beta_2}{\sigma_2} X_2 + \frac{u_2}{\sigma_2}$$

Les paramètres estimés sont :

$$\tau_1 \frac{\sigma_2}{\sigma_1}, \tau_2 \frac{\sigma_1}{\sigma_2}, \frac{\beta_1}{\sigma_1}, \frac{\beta_2}{\sigma_2}$$

Ils expriment l'effet direct de chaque variable explicative (endogène et exogène) sur la variable dépendante.

L'interprétation des coefficients structurels :

Les coefficients structurels en B et Γ peuvent être interprétés comme des effets directs sur les variables endogènes ; τ_{12} indique qu'un changement unitaire dans la variable endogène y_2 résulte dans un changement de τ_{12} unités dans y_1 , toutes choses égales par ailleurs. De façon similaire, β_{1j} indique qu'un changement unitaire dans la variable exogène x_j résulte dans un changement de β_{1j} unités dans y_1 , toutes choses égales par ailleurs.

On raisonne ici toutes choses égales par ailleurs ; mais, en fait, un changement dans une variable exogène donnée peut être associé avec des variations de plus d'une variable. Il est donc nécessaire, quand on interprète les coefficients structurels, de faire la part entre les effets directs, les effets indirects et l'effet total.

Dans le modèle $Y = \Gamma Y + B X + u$, les effets directs de Y sur Y sont contenus dans Γ et les effets directs de X sur Y sont contenus dans B. Les effets totaux de X sur Y sont obtenus à partir de la forme réduite $Y = \pi X + v$ ou π_{1j} indique l'effet total d'un changement de x_j sur y_1 . Les effets totaux des Y sur les Y sont plus complexes à dériver car ils doivent tenir compte des effets réciproques entre les variables exogènes. L'effet total des Y sur les Y est donc calculé comme $(I - \Gamma)^{-1} - I$. L'effet indirect se calcule alors par différence d'avec l'effet direct.

La matrice de covariance sert à juger de la fiabilité des estimations. Car dans modèle d'équations simultanées, les indicateurs habituellement utilisés pour asseoir la qualité de la régression ne sont pas valables du fait de l'autocorrélation des erreurs (l'erreur de la forme structurelle étant corrélée à l'erreur de la forme réduite via la variable latente introduite dans l'équation structurelle).

Le test du χ^2 permet de tester l'hypothèse H_0 que la matrice de covariance observée est générée par le modèle étudié, contre l'hypothèse alternative H_1 que la matrice des covariances ne l'est pas. Rejeter cette hypothèse indique que le modèle ne reproduit pas correctement la matrice des covariances observées.

Références :

- AIGNER D.J., AMEMIYA T. et POIRIER D.J. : "On the Estimation of Production Frontiers : Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of a Discontinuous Density Function", International Economic Review (17), n°2, 1976, pp.377-96
- AIGNER D.J., GOLDBERGER A.S., KALTON G. : "On the Explanatory Power of Dummy Variable Regressions", International Economic Review, (16), 1975, pp.503-510
- ALDRICH J.H. et NELSON F.D. : Linear Probability, Logit, and Probit Models, Sage Publications, n°07-045, 1984, 91 p.
- AMEMIYA T. : "Qualitative Response Models : A Survey", Journal of Economic Literature, (19) n°4, 1981, pp.483-536
- AMEMIYA T. : "Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models when the Dependent Variables are truncated normal", Econometrica, (42) n°6, november, 1974, pp.999-1012
- ASHFORD J.R. and SOWDEN R.R. : "Multivariate Probit Analysis" Biometrics, (26), 1970, pp.535-546
- GOLDBERGER A.S. : Econometric Theory, New York, Wiley, 1964
- GOURIEROUX Ch. : Economie des variables qualitatives, Economica, 1980
- HARRELL Frank E. : Procédure logist de SAS in SAS Institute Inc., SUGY Supplemental Library User's Guide, 1983 edition, Cary, NC :SAS Institute Inc., 1983, 402 p.
- HECKMAN J. : "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", Annals of Economic and Social Measurement, (5), 1976, pp.475-492
- HECKMAN J. : "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System", Econometrica, (46), 1978, pp.931-959
- HILDENBRAND Werner (ed.) : Advances in Econometrics, Invited Papers for the Fourth World Congress of the Econometrics Society at Aix-en-Provence, september 1980, Econometric Society Monographs, n°2, 1982, Cambridge University Press, 301 p.
- LEE L.F. : "Simultaneous Equations Models with Discrete and Censored Dependent Variables", in MANSKI et McFADDEN, 1981, pp.346-364
- LEE L.F. : "Unionism and Wage Rates : A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", International Economic Review, (19) n°2, june, 1978, pp.414-433
- MADDALA G.S. : Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Econometric Society Monographs, n°3, 1983, Cambridge University Press, 401 p.
- MADDALA G.S. and LEE L.F. : "Recursive Models with Qualitative Endogenous Variables", Annals of Economic and Social Measurement, (5) n°4, 1976, pp.525-545
- MANSKI C.F. and McFADDEN D. (ed.) : Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications, MIT Press, 1981, 477 p.

NELSON F. and OLSON L. : "Specification and Estimation of a Simultaneous-equation Model with Limited Dependent Variable", International Economic Review, (19) n°3, october, 1978, pp.695-709

NERLOVE M. and PRESS J. : Univariate and Multivariate Log-Linear and Logistic Models, RAND Report R-1306-EDA/NIH, 1973

SCOTT LONG J. : Covariance Structure Models. An Introduction to LISREL, Sage Publications, n°07-034, 1983, 93 p.

II. Le modèle testé sur un échantillon d'allocataires de Meurthe-et-Moselle

Cette étude cherche les effets réciproques de l'activité, des prestations familiales et de l'isolement en utilisant les données micro-économiques fournies par la CAF-54. Les considérations économiques suggèrent que l'isolement peut avoir un effet négatif sur l'activité pour certaines femmes, un effet positif pour d'autres et l'activité un effet positif sur l'isolement. Quant aux prestations familiales, leur rôle sur l'isolement et sur l'activité ne peut pas, a priori, être signifié ; car s'il est vrai que certaines prestations comme l'A.P.I. peuvent conduire certaines femmes à devenir (ou rester) isolées et/ou inactives, d'autres prestations, comme les allocations familiales, sont attribuées sans référence à l'activité ni à l'isolement. On voit donc difficilement comment leur existence pourrait influencer le choix des femmes ; le montant des prestations joue, sans doute quant à lui, un certain rôle puisqu'il varie selon le nombre d'enfants à charge et selon les ressources du ménage.

L'inclusion explicite des interdépendances entre l'équation d'isolement et celle d'activité représente l'objectif de notre modèle. Ce modèle est une variante du modèle d'équations simultanées traditionnel car il a deux variables dépendantes qualitatives binaires. Nous présentons donc d'abord les caractéristiques des données avant de discuter les résultats des régressions et d'en tirer des conclusions.

A. Equation d'isolement - équation de participation à l'activité

Pour étudier les interactions entre activité et isolement, la population qui nous intéresse est avant tout celle qui est à la fois en âge de travailler et en âge de vivre avec un conjoint. C'est pourquoi nous avons limité notre échantillon aux femmes de 18 à 54 ans. Comme nous sommes principalement intéressé par les effets des prestations familiales, nous n'avons retenu que les femmes ayant des enfants à charge ou enceintes. Cependant nous n'avons pas introduit d'équations dont la variable dépendante serait une quelconque mesure des prestations. Car cette troisième équation serait en fait une équation comptable : le droit aux prestations est ouvert si l'individu répond aux caractéristiques qui ouvrent au droit. Cependant l'équation de prestations peut rester pertinente, dans un modèle d'équations simultanées, dans la mesure où elle permet de "corriger" l'influence des variables exogènes du modèle quand celles-ci entrent en compte pour l'attribution des diverses prestations. Ainsi le nombre d'enfants à charge dont on attend un effet significatif dans l'explication du comportement d'activité et du choix d'isolement est en même temps un critère d'attribution des prestations familiales ; la présence dans l'équation structurelle

d'activité (d'isolement) de la variable exogène "nombre d'enfants" et de la variable "prestations" permettra de renforcer (ou de diminuer), selon les résultats trouvés dans l'équation structurelle des prestations, le rôle du nombre d'enfants dans les choix d'activité (ou d'isolement).

1) Les variables endogènes du modèle mis en oeuvre.

La situation vis-à-vis de l'activité peut, compte tenu des informations disponibles, être appréhendée de plusieurs manières :

- de façon continue, par le montant des salaires et/ou par le montant des indemnités journalières perçus par la femme en 1986
- de façon discontinue en créant des variables binaires repérant si la femme a été active en 1987 (variable FACTIVE).

Dans notre modèle, la variable dépendante de la première équation (FACTIVE) prend la valeur 1 quand la femme est active (elle a un emploi ou se déclare au chômage) en juillet 1987, et la valeur zéro sinon.

La situation vis-à-vis de l'isolement :

Sous le terme "cohabitation", on regroupe les femmes vivant maritalement, et celles qui, mariées, vivent effectivement avec leur conjoint. Sous le terme "isolement" sont regroupées les femmes qui n'ont pas de conjoint, qu'elles soient séparées de fait, séparées de droit, divorcées, célibataires, ex-concubines ou veuves. On obtient alors une variable dépendante binaire (FISOLEE) qui, dans nos analyses, prendra la valeur 1 quand la femme sera isolée et la valeur 0 quand elle vivra en couple. Dans les deux cas c'est la situation déclarée (par l'allocataire) en juillet 1987 auprès de la CAF de Meurthe-et-Moselle qui fait foi.

Le modèle estimé consiste alors dans les deux équations :

$$\text{FACTIVE} = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot \text{FISOLEE} + \alpha_3 \cdot X_1 + \alpha_4 \cdot X_3 + \epsilon_a$$

$$\text{FISOLEE} = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{FACTIVE} + \beta_3 \cdot X_2 + \beta_4 \cdot X_3 + \epsilon_1$$

où $\epsilon_a \rightarrow N(0, \sigma_a^2)$, $\epsilon_1 \rightarrow N(0, \sigma_1^2)$,

X_1 : variables exogènes n'influençant que l'activité

X_2 : variables exogènes n'influençant que l'isolement

X_3 : variables exogènes influençant isolement et activité.

La situation vis-à-vis de l'activité et celle vis-à-vis de l'isolement sont donc chacune à la fois variable expliquée d'une équation et variable explicative de l'autre :

- en tant que variable explicative, la situation vis-à-vis de l'activité a un effet attendu positif sur l'isolement : les femmes travaillant pouvant davantage se permettre d'être isolées.
- la situation matrimoniale : la femme isolée devrait avoir un degré de participation plus élevé que la femme en couple (effet attendu positif de la variable "femme isolée" sur la participation) ; cependant cet effet pourra varier selon la situation effective de la femme isolée, sans que nous puissions a priori en déterminer exactement le sens, tout dépendant du degré de l'effet revenu. En effet, une femme isolée qui perçoit une forte pension (alimentaire, de veuvage, ...) pourra ne pas avoir le même comportement vis-à-vis de l'activité qu'une femme isolée sans autres ressources que ses prestations familiales.

2) la liste des variables exogènes et leurs effets attendus dans le modèle mis en oeuvre

La population étudiée est celle de 6314 allocataires, en juillet 1987, auprès de la C.A.F. de Meurthe-et-Moselle et dont le ménage comprend au moins une femme de 18 à 54 ans, femme qui est soit l'allocataire, soit le conjoint de l'allocataire. De plus, dans ce ménage, la femme doit soit être enceinte de son premier enfant soit avoir au moins un enfant à charge, selon la définition de la Caisse d'Allocations Familiales.

Seules les données relatives au mois de juillet 1987 ont été utilisées (et les revenus de l'année 1986). Cependant, les données ne sont pas très riches pour notre étude car un certain nombre de variables appropriées à l'étude de l'activité et de l'isolement ne sont pas disponibles (montant du salaire perçu, nombre d'heures travaillées, montant des prestations familiales perçues, niveau de qualification, niveau d'éducation, etc.)

Les variables exogènes disponibles consistent avant tout en des caractéristiques socio-économiques personnelles : la nationalité l'âge, le nombre d'enfants, etc. Nous disposons aussi d'informations concernant la taille de la commune de résidence. Pour tenir compte d'un profil non linéaire de l'effet de certaines variables, des termes quadratiques ont été utilisés.

Nous sommes confrontés à trois types de variables exogènes que la théorie économique juge pertinentes pour l'analyse : d'abord celles dont nous aurions eu besoin, mais dont nous n'avons pas connaissance (par exemple : le niveau d'éducation, etc.) ; ensuite les variables dont nous nous sommes servi pour tester des modèles alternatifs à celui présenté ci-dessous [par exemple : le nombre d'enfants de moins de trois

ans est la version continue de la variable dichotomique présence d'enfants de moins de trois ans] ; enfin les variables utilisées dans les analyses présentées.

Nous allons maintenant examiner la dernière catégorie de variables évoquées ci-dessus :

- Le nombre d'enfants à charge (variable ENFCHAR) : plus celui-ci sera élevé, moins l'on s'attend à ce que la femme soit active (effet négatif) ; cependant si le coefficient de la variable au carré est positif (variable ENFCHAR2), on s'attend à ce que l'effet du nombre d'enfants sur l'activité de la femme soit "en U" : négatif, dans un premier temps, positif dans un deuxième temps au fur et à mesure que le nombre d'enfants augmente. L'effet sur l'isolement n'est pas possible à prédire.
- La présence d'enfants dans certaines classes d'âge : la présence d'enfants en bas âge (PENFM3) devrait avoir un effet négatif sur la probabilité d'être actif et sur celle d'être isolée, la présence dans d'autres classes d'âge, un effet indéterminé.
- L'âge de la femme (FAGE) : l'effet attendu positif sur la probabilité de participer ; mais un signe négatif de la variable au carré (FAGE2) indique un effet "en cloche" ; c'est-à-dire, dans un premier temps, une participation croissante à l'activité quand l'âge augmente, suivie par une décroissance de la participation. Sur l'isolement, l'effet attendu de l'âge est négatif ; mais un signe positif de la variable au carré indique un effet en "U", et donc que la probabilité d'être isolée diminue dans un premier temps et augmente ensuite. Il est nécessaire de calculer les points de retournement, c'est-à-dire les âges à partir desquels on observe une probabilité de participation décroissante à l'activité et croissante à l'isolement.
- La nationalité de la femme : on s'attend à ce que les étrangères hors CEE soient moins actives que les Françaises et moins souvent isolées. La nationalité, variable en trois modalités, a donné naissance à trois variables binaires : FRANCE, pour les Françaises, CEE, pour les ressortissantes de la CEE non françaises et HORSCEE pour les autres nationalités.
- Les revenus de la femme (FREVENU) (revenus de l'activité passé) :
 - * on s'attend à un effet positif des revenus d'activité (FREVACT) ;
 - * et à un effet négatif des autres revenus (FREVHACT), notamment des revenus de transferts, sur la probabilité de participer (les femmes ayant de forts revenus non issus de l'activité ont moins besoin de travailler que les autres) ; mais on s'attend à un effet positif des autres revenus sur l'isolement. Les femmes retenues ont pu percevoir treize

types de revenus en 1986 ; cependant certains types de revenus ne sont perçus par aucune femme de l'échantillon : il s'agit des revenus fonciers et immobiliers, des revenus agricoles, de la rente de survie, de la pension invalidité, de l'allocation de veuvage, des rentes accidents du travail, pension militaire d'invalidité ou de guerre. Les revenus perçus sont les suivants :

- salaires
- pensions hors invalidité
- forfaits
- indemnités ASSEDIC
- indemnités journalières de la Sécurité sociale
- frais professionnels
- divers revenus imposables
- le montant de l'AAH

Le revenu total de la femme est la somme des 8 revenus ci-dessus. Il s'agit d'un revenu net de cotisations sociales, mais brut d'impôts.

- Le type de prestations familiales perçues.

Seules des prestations sous conditions de ressources ont été entrées dans l'analyse, estimant que seul ce type de prestations pouvait différencier les femmes quant à leurs comportements d'activité et d'isolement. On s'attend à ce que leur effet sur l'activité soit négatif, car plus le revenu tiré de l'activité sera faible, plus le droit à ces prestations sera élevé (en l'absence d'effet revenu, car si le montant de la PF retenue est faible, son effet sur l'activité devrait être négligeable). Les prestations retenues sont l'Allocation de Parent Isolé, l'Aide Personnalisée au Logement, l'Allocation de Soutien Familial et le Complément Familial. Sur l'isolement, l'effet attendu est positif.

- La santé (l'existence d'un handicap) (SANTE) : effets attendus négatifs. L'existence d'un handicapé dans la famille peut être appréhendé par plusieurs informations : perception d'une pension d'invalidité (ce qui n'est le cas d'aucun des allocataires de l'échantillon), perception de l'AAH, perception de l'AES ; nous avons donc construit une variable binaire SANTE qui prend la valeur 1 si l'AAH et l'AES sont perçues, en juillet 1987, ou si l'AAH a été perçue en 1986 par la femme ou son éventuel conjoint.

Nous venons de modéliser les décisions prises par la femme de participer ou non à la population active, et de choisir ou non l'isolement. Nous allons maintenant voir si les résultats de nos estimations confirment ou non les hypothèses que nous avons émises.

B. Les résultats empiriques

L'échantillon total utilisé est constitué de 6134 observations :

3406 femmes sont actives et 2728 ne le sont pas (soit 55,5 % de mères actives).
 935 femmes sont isolées et 5199 ne le sont pas (soit 84,8 % de mères vivant en couple).

Le tableau 1 suivant récapitule les moyennes et les écart-types des différentes variables entrées dans les équations.

Tableau 1 : Statistiques descriptives sur données CAF-54

	Variable	moyenne	écart-type
Femmes actives	FACTIVE	0,555	
Femmes isolées	FISOLEE	0,152	
Revenu 1986 de la femme	FREVENU (M)	31,083	43,452
Revenu hors activité	FREVHACT	4,008	14,835
Française	FRANCE	0,911	
Etrangère hors CEE	HORSCEE	0,055	
Nombre d'enfts à charge	ENFCHAR	2,077	1,023
Présence d'enfts ≤3 ans	PENFM3	0,378	
Présence d'enfts 4-6ans	PENF4A6	0,309	
Prés. d'enfts 7-10 ans	PENF7A10	0,357	
Prés. d'enfts 11-16 ans	PE11A16	0,445	
Prés. d'enfts 4-16 ans	PENF4A16	0,769	
Age de la femme	FAGE	34,379	7,371
Carré de l'âge de femme	FAGE2	1236,266	531,709
Présence d'un handicapé	SANTE	0,055	
Perçoit l'A.P.I.	API	0,025	
Perçoit l'A.P.L.	APL	0,229	
Perçoit l'A.S.F.	ASF	0,075	
Perçoit le C.F.	CF	0,247	

Nous avons cherché les interactions entre activité, prestations familiales et isolement. Les données sur les femmes de 18 à 54 ans ayant des enfants à charge ou enceintes sont analysées à travers un système d'équations simultanées avec variables dépendantes limitées. Une méthode en deux étapes est utilisée.

Pour asseoir la fiabilité de nos résultats, nous avons commencé par tester séparément chaque équation, d'abord en utilisant une méthode d'estimation par les moindres carrés pondérés (MCP) (1), ensuite une méthode d'estimation par le maximum de vraisemblance (LOGIT).

1) Le résultat du test des équations prises séparément

Deux catégories de résultats sont intéressants : d'abord la qualité globale (ou fiabilité) de l'estimation ; ensuite la qualité et le signe de chacun des estimateurs.

A - La fiabilité des estimations peut être établie de plusieurs façons principales dans les modèles utilisant une fonction logistique :

- en regardant la statistique ($c = -2 \text{ LOG (RV)}$) du ratio de vraisemblance (RV). Cette statistique suit approximativement une distribution du khi^2 et teste l'hypothèse que tous les coefficients, sauf la constante, sont nuls. C'est donc une statistique semblable au F de la régression par les moindres carrés.
- en calculant un pseudo R^2 = $c/(N + c)$ où N représente la taille de l'échantillon, et c la statistique du ratio de vraisemblance. Cette mesure s'approche de 1 quand la qualité de l'estimation s'améliore.
- en utilisant le R^2 de Mac Fadden :

$$R^2_{MF} = 1 - \frac{-2 \text{ LOG(RV)}}{-2 \text{ LOG(0)}}$$

- en utilisant la statistique R, dérivée du critère d'information d'AKAIKE qui est interprétable comme le coefficient de corrélation multiple, sachant qu'une correction est effectuée pour tenir compte du nombre de paramètres estimés :

$$R = \sqrt{[(\text{khi}^2 \text{ du modèle} - 2p) / (-2 \text{ LOG}(0))]}$$

où p est le nombre de variables explicatives du modèle, constante exclue.

- en s'intéressant à la table de classification qui compare les probabilités prédites et les probabilités réelles. Cette table peut être assez arbitraire car les probabilités prédites sont continues. Plusieurs statistiques permettent de mesurer le pouvoir prédictif du modèle :

(1) Rappelons que le R^2 résultant de l'estimation des moindres carrés pondérés fait référence à une variance qui n'est pas celle de l'équation d'origine. Pour mesurer l'adéquation de l'utilisation d'un modèle de probabilité linéaire à nos données, nous pouvons regarder la somme des carrés des erreurs (SCE). L'effet de la pondération est de diviser chaque observation par l'estimation de l'écart-type de l'erreur pour cette observation. De ce fait, les résidus pondérés ont une variance approximativement égale à 1, et la SCE pour l'analyse des moindres carrés pondérés se comporte approximativement comme un khi^2 avec N-K degrés de liberté. On peut donc calculer $t = (SCE - (N - K)) / \sqrt{2(N - K)}$ qui se comportera comme une distribution de Student avec N - K degrés de liberté pour notre échantillon qui est grand. La comparaison de ce t calculé avec celui d'une table de Student permet de conclure à l'adéquation du modèle.

- + l'indice, appelé d , de HANLEY et McNEIL teste si les probabilités prédites pour le groupe "positif-vrai" sont différentes des probabilités prédites pour le groupe "négatif-vrai" : $d = 1,5$ fois la proportion de paires concordantes (prédit positif si $y = 1$, prédit négatif si $y = 0$).
- + l'indice D_{yx} de SOMER est un indice de corrélation de rang entre les probabilités prédites et les événements observés. Il est égal à :

$$D_{yx} = (2(d - 0,5))$$

- + la corrélation GAMMA de GOODMAN-KRUSKAL est définie comme la différence entre le nombre de paires concordantes et le nombre de paires non concordantes divisée par le nombre total d'observations. Excluant un grand nombre d'observations de l'analyse, GAMMA n'est sans doute pas la meilleure mesure du pouvoir prédictif du modèle.
- + le Tau-a de KENDALL calcule la différence entre le nombre de paires concordantes et le nombre de paires non concordantes divisé par $0,5*(N(N-1))$ où N est la taille de l'échantillon. Une méthode de normalisation du Tau-a consiste à le multiplier par $(M/M-1)$ où M est le minimum des lignes et colonnes : c'est le Tau-c de KENDALL.
- + la sensibilité est le rapport des prédictions positives qui sont des réalisations positives à l'ensemble des réalisations positives.
- + la spécificité est le rapport des prédictions négatives qui sont des réalisations négatives à l'ensemble des réalisations négatives.
- + le taux de positif faux est la proportion de prédictions positives qui sont en fait négatives dans l'ensemble des prédictions positives
- + le taux de négatif faux est la proportion de prédictions négatives qui sont en fait positives dans l'ensemble des prédictions négatives.

Le problème est qu'aucun de ces tests n'est universellement reconnu comme mesurant la qualité de l'estimation. Malgré tout, ils confirment tous que nos estimations sont fiables.

B - Les deux méthodes d'estimation utilisées sur chaque équation prise séparément donnent des résultats semblables et attendus (cf tableau suivant).

a) Ainsi la probabilité qu'a la "femme moyenne" d'être active (la femme moyenne est une femme théorique qui a les valeurs moyennes de chaque variable entrée dans l'équation) est de 0,77

par la méthode d'estimation MCP et de 0,85 par celle du maximum de vraisemblance.

- Les revenus annuels personnels de la femme non tirés de l'activité (FREVHACT) ont bien l'effet négatif escompté sur l'activité ; cet effet est non négligeable puisqu'un accroissement de mille francs par an de ces revenus hors activité (+ 25 %) diminuerait de 8 % (selon l'estimation MCP) et 10 % (selon l'estimation Logit) la probabilité pour la femme moyenne d'être active.
- Mais l'effet le plus important résulte de l'apparition d'un enfant supplémentaire (ENFCHAR) qui diminue la probabilité d'être active de 20 % (M.C.P.) ou de 17 % (LOGIT).
- Deux autres effets importants et de taille comparable dans les deux méthodes d'estimation sont dus, d'une part, à l'appartenance de la femme à un pays non communautaire (HORSCEE) (diminution de la probabilité qu'a la femme moyenne d'être active de 9 % (MCP) à 7 % (LOGIT)) et, d'autre part, à la présence d'au moins un enfant de 7 à 10 ans (PENF7A10) (diminution de la probabilité d'être active de 3 % (MCP) à 2 % (LOGIT)).
- Enfin, il faut noter que certaines caractéristiques ont des effets, bien que de même sens, d'amplitude très différente selon la méthode d'estimation employée. Ainsi un an supplémentaire (FAGE) augmente la probabilité pour la femme moyenne d'être active de 16 % par les MCP et seulement de 4 % par le maximum de vraisemblance. Pour la présence d'un handicapé dans le ménage, l'effet est respectivement de - 5 % et de - 10 %, et, pour le statut vis-à-vis de l'isolement, de + 15 % et de + 7 %.
- A noter que, sauf pour la variable FREVHACT et la variable SANTE, l'effet logistique est toujours d'amplitude inférieure à l'effet issu d'une estimation par les MCP pour la femme moyenne.

b) La probabilité qu'a la femme moyenne d'être isolée est de 16,8 % selon l'estimation M.C.P. et de 7,9 % selon le maximum de vraisemblance, soit une estimation variant du simple au double. Alors que l'écart n'était que de 10 % entre les résultats des deux méthodes d'estimation de la probabilité de la femme moyenne d'être active.

Et, contrairement aux équations d'activité, les résultats entre les deux méthodes d'estimation diffèrent quant à la taille des coefficients, bien que les signes soient les signes attendus.

- Les revenus personnels de la femme (FREVENU) ont bien l'effet positif attendu, effet faisant varier de 6 % (M.C.P.) à 12 % (LOGIT) la probabilité de la femme moyenne d'être isolée, quand ces revenus augmentent de 10 milliers de francs par an.

Tableaux 2 : Moindres carrés pondérés sur données CAF-54

- Variable dépendante : FACTIVE

FVALUE : 632,737 PROB>F : 0,0001
MSE : 0,2982 R² : 0,5979¹

Variabiles	coefficient estimé	écart-type	T Ratio	Prob> T
Constante	0,3329	0,0656	5,076	0,0001
FISOLEE	0,1130	0,0141	8,002	0,0001
FREVENU	0,0095	0,0001	64,446	0,0001
ENFCHAR	-0,1483	0,0127	-11,702	0,0001
ENFCHAR2	0,0133	0,0016	8,411	0,0001
FAGE	0,0122	0,0026	4,604	0,0001
FAGE2	-0,000004	0,0000	-7,121	0,0001
FREVHACT	-0,0060	0,0000	-13,127	0,0001
FRANCE	-0,0001	0,0244	-0,006	0,9956
HORSCEE	-0,0707	0,0274	-2,586	0,0097
SANTE	-0,0408	0,0228	-1,784	0,0745
PENF4A6	-0,0292	0,0108	-2,719	0,0066
PENF7A10	-0,0196	0,0105	-1,872	0,0613
PE11A16	-0,0245	0,0122	-2,004	0,0451

$t = (SCE - (N - K)/\sqrt{2(N - K)}) = -36,91$ P = 0,00

- Variable dépendante : FISOLEE

FVALUE : 449,214 PROB>F : 0,0001
MSE : 0,2106 R² : 0,5111

Variabiles	coefficient estimé	écart-type	T Ratio	Prob> T
Constante	0,1357	0,0338	4,013	0,0001
FACTIVE	0,0074	0,0063	1,162	0,2451
FREVENU	0,0010	0,0001	10,260	0,0001
API	0,9311	0,0362	25,726	0,0001
APL	0,0273	0,0057	4,770	0,0001
ASF	0,8243	0,0138	59,695	0,0001
CF	0,0040	0,0052	0,767	0,4430
FRANCE	0,0139	0,0065	2,138	0,0326
ENFCHAR	-0,0955	0,0087	-11,024	0,0001
ENFCHAR2	0,0126	0,0013	9,897	0,0001
PENFM3	-0,0398	0,0058	-6,880	0,0001
PENF4A16	0,0430	0,0072	5,971	0,0001
FAGE	-0,0002	0,0015	-0,113	0,9104
FAGE2/1000	0,0001	0,0000	0,187	0,8519
SANTE	0,0224	0,0152	1,467	0,1425

$t = (SCE - (N - K)/\sqrt{2(N - K)}) = -43,29$ P = 0,00

- La nationalité française (FRANCE) a aussi l'effet positif attendu ; celui-ci fait varier de 1 % (M.C.P.) à 8 % (LOGIT) la probabilité de la femme moyenne d'être isolée, si celle-ci est française.
- Le nombre d'enfants à charge est très nettement négatif quelle que soit la méthode d'estimation, et l'ampleur de son effet n'est pas négligeable ; un enfant supplémentaire fait chuter la probabilité de la femme moyenne d'être isolée de plus de moitié (- 57 % selon les M.C.P., - 67 % selon le maximum de vraisemblance). Cet effet varie, en général, selon le rang de l'enfant ; il s'agit ici de l'effet moyen sur la femme moyenne qui passerait de 2,17 enfant à 3,17 enfant à charge.
- Il est à noter que la participation de la femme au marché du travail (FACTIVE) n'apparaît pas comme une variable significative pour expliquer l'isolement selon les M.C.P. ; mais le modèle LOGIT fait apparaître un effet positif assez important : il y a presque doublement (+ 43 %) de la probabilité d'être isolée pour la femme moyenne qui deviendrait active.
- Remarquons par ailleurs que le coefficient de l'âge de la femme (FAGE) n'est pas significatif.
- Enfin, notons que la variable API ayant un coefficient infini (dû au fait que seule une femme isolée peut percevoir la prestation) prédit parfaitement la probabilité qu'à la femme d'être isolée.

En conclusion, on peut dire que c'est surtout le nombre d'enfants à charge qui conditionne tant l'isolement que l'activité.

2) Le résultat du test des équations simultanées

Les estimations par le maximum de vraisemblance des coefficients des deux équations de la forme réduite sont présentés dans le tableau 3 suivant. Les coefficients structurels estimés sont présentés dans le tableau 4. Les valeurs des t reportées dans les équations structurelles ne sont, en principe, pas les valeurs correctes. Les valeurs correctes doivent être dérivées des matrices de covariance des estimateurs. Cependant, compte tenu de la taille de l'échantillon, on peut considérer que les valeurs des t reportées sont de bonnes approximations.

1 - Remarques préliminaires

Le modèle simultané testé est composé des deux équations séparées qui ont fait l'objet des commentaires précédents.

Il est à noter d'abord la ressemblance des résultats entre équations séparées et équations simultanées. Ainsi la probabilité de la femme moyenne d'être isolée est de 7,86 % quand on la teste

Tableaux 4 : Résultats des estimations par le maximum de vraisemblance des équations structurelles de deux modèles Logit sur données CAF-54

- Variable dépendante : FACTIVE

Nombre d'observations : 6134 (Y=0 : 2728 Y=1 : 3406)

- 2 LOG(0) = 8428,44
 - 2 LOG(L) = 4138,95
 - 2 log(LR) = 4289,48 P= 0,0
 Pseudo R² = 4115
 R² = 0,5095

Variabiles	BETA	écart-type	KHI-SQUARE	P
Constante	-3,7209	0,7724	23,21	0,0000
PROBISO	0,5164	0,1456	12,59	0,0004
FREVENU	0,1031	0,0037	772,43	0,0000(1)
ENFCHAR	-0,8612	0,1388	38,51	0,0000
ENFCHAR2	0,0614	0,0227	7,35	0,0067(1)
FAGE	0,2566	0,0452	32,27	0,0000
FAGE2	-0,0040	0,0006	40,15	0,0000
FREVHACT	-0,0792	0,0052	196,58	0,0000
FRANCE	0,1625	0,2036	0,64	0,4249
HORSCEE	-0,4363	0,2734	2,55	0,1105
SANTE	-0,5664	0,2808	4,07	0,0437(1)
PENF4A6	-0,1177	0,0994	1,40	0,2367
PENF7A10	-0,1562	0,0951	2,69	0,1007
PE11A16	-0,0680	0,1081	0,40	0,5294

Table de classification

		Valeurs prédites		
		négative	positive	Total
Valeurs réelles	négative	2542	186	2728
	positive	669	2737	3406
	Total	3211	2923	6134

Proportion de prédictions correctes : 86,1 %

Sensibilité : 80,4 % Spécificité : 93,2 %

D = 0,930

D_{xy} = 0,859

GAMMA = 0,861

TAU-A = 0,424

- Variable dépendante : FISOLEE

Nombre d'observations : 6134 (Y=0 : 5199 Y=1 : 935)

- 2 LOG(0) = 5237,20
 - 2 LOG(L) = 2460,48
 - 2 log(LR) = 2776,72 P= 0,0
 Pseudo R² = 0,3116
 R² = 0,4697

Variabiles	BETA	écart-type	KHI-SQUARE	P
Constante	-0,3050	1,4013	0,05	0,8277
PROBACT	0,5469	0,2802	3,81	0,0510
FREVENU	0,0136	0,0019	52,04	0,0000(1)
API	15,3884	.	.	. (1)(2)
APL	0,8276	0,1227	45,49	0,0000
ASF	5,9197	0,2784	452,17	0,0000
CF	0,4565	0,1725	7,01	0,0081
FRANCE	0,8948	0,3277	7,45	0,0063
ENFCHAR	-1,8981	0,1653	131,80	0,0000
ENFCHAR2	0,2026	0,0204	98,14	0,0000(1)
PENFM3	-2,1953	0,2170	102,38	0,0000
PENF4A6	-0,5892	0,1617	13,28	0,0003
PENF7A16	0,0702	0,1725	0,17	0,6841
FAGE	-0,0406	0,0767	0,28	0,5964
FAGE2	0,0003	0,0010	0,10	0,7568
SANTE	-0,0565	0,3610	0,02	0,8757(1)

Table de classification

		Valeurs prédites		
		négative	positive	Total
Valeurs réelles	négative	5157	42	5199
	positive	377	558	935
	Total	5534	600	6134

Proportion de prédictions correctes : 93,2 %

Sensibilité : 59,7 % Spécificité : 99,2 %

D = 0,921 D_{xy} = 0,843 GAMMA = 0,845 TAU-A = 0,218

sur une seule équation logistique ; elle est de 7,87 % dans le modèle simultané. De même un enfant supplémentaire diminue cette probabilité de 85 % dans l'équation unique et de 84 % dans le système simultané. Mais en ce qui concerne la présence d'un enfant de moins de trois ans l'impact est légèrement différent selon l'approche retenue : - 67 % dans l'équation simple, - 73 % dans le système d'équations simultanées.

Il est à noter ensuite la ressemblance des coefficients des équations réduites avec ceux des équations structurelles. Le coefficient de l'équation structurelle donne l'effet direct de la variable explicative sur la variable endogène, alors que le coefficient de l'équation réduite donne l'effet total, c'est-à-dire compte tenu de l'effet qui passe par la variable latente. Ainsi le coefficient du nombre d'enfants à charge (ENFCHAR) dans l'équation d'isolement réduite est de - 1,93 ; il est de - 1,90 dans l'équation structurelle. Le graphe n°1 permet de visualiser les relations testées et la similitude des coefficients entre équations réduites et équations structurelles. Cependant tous les coefficients ne sont pas similaires entre les deux types d'équations. En fait le seul coefficient nettement différent entre les deux types d'équations d'isolement est celui de la variable FRANCE. Egal à 0,89 dans l'équation structurelle (effet direct), il est de 1,88 dans l'équation réduite (effet total), semblant indiquer un effet indirect important, qui pourrait provenir de l'influence de la nationalité française sur l'activité, cette dernière ayant un effet sur l'isolement. Malheureusement dans les l'équation d'activité, le coefficient de la variable FRANCE n'est pas significatif, et ne permet donc pas de connaître le cheminement de l'effet indirect de la nationalité sur l'isolement.

2 - Les résultats

Le graphe n°1 indique les effets directs et indirects significatifs des différents facteurs sur l'activité et l'isolement. Ainsi, par exemple, le segment reliant la variable FREVENU à la variable FACTIVE indique deux valeurs : la première écrite en gras (0,10) donne l'effet direct de la variable explicative FREVENU sur la variable endogène FACTIVE ; la seconde écrite entre parenthèse montre l'effet total de la variable explicative sur la variable endogène. La différence entre les deux effets est l'effet indirect, qui ici se trouve être nul.

Le tableau 5 récapitule les signes des coefficients des variables entrées dans les différentes équations testées. Il montre que lorsque les signes sont prédit par la théorie, nous les avons bien trouvés. Ainsi, la présence d'enfant de moins de trois ans (PENFM3) a-t-elle, dans les trois modèles, l'effet négatif attendu sur l'isolement.

Ce tableau renseigne aussi sur les signes que la théorie ne prédisait pas. Nous trouvons ainsi un effet positif de la variable APL sur l'isolement.

Mais, au total, le facteur le plus puissant déterminant l'activité et l'isolement est donc comme précédemment le nombre d'enfants à charge : diminution de 18 % de la probabilité d'être actif quand le nombre d'enfants à charge augmente de 1.

L'isolement a l'impact attendu, significativement positif, l'activité a l'impact positif attendu, mais il n'est pas significatif.

Tableau 5 : Rappel du signe du coefficient de chaque variable exogène entrée dans les équations testées (1)

	Equations séparées				Equations simultanées	
	Moindres Carrés Pondérés		LOGIT		LOGIT	
	FACTIVE	FISOLEE	FACTIVE	FISOLEE	FACTIVE	FISOLEE
FACTIVE		+ n.s.		+		- n.s.
FISOLEE	+		+		+	
FREVENU	+	+	+	+	+	+
FREVHACT	-		-		-	
FRANCE	- n.s.	+	+ n.s.	+	+ n.s.	+ n.s.
HORSCEE	-		-		-	
ENFCHAR	-	-	-	-	-	-
ENFCHAR2	+	+	+	+	+	+
PENFM3		-		-		-
PENF4A6	-		- n.s.		-	-
PENF7A10	-		-		-	- n.s.
PE11A16	-		- n.s.		- n.s.	
PENF4A16		+		+ n.s.		
FAGE	+	- n.s.	+	+ n.s.	+	+ n.s.
FAGE2	-	+ n.s.	-	- n.s.	-	- n.s.
SANTE	-	+ n.s.	-	- n.s.	-	- n.s.
API		+		+		+
APL		+		+		+
ASF		+		+		+
CF		+ n.s.		+		+

(1) L'absence de signe dans une case indique que la variable n'a pas été entrée dans l'équation concernée.

Légende :



signe attendu



signe non prédit par la théorie

III. Modèles Lorraine/Luxembourg.

Essai d'intégration des trois pôles "Activité-Isolement-Prestations familiales" dans un modèle d'équations simultanées de comportements des mères de famille et présentation comparée des résultats lorrains et luxembourgeois.

Un certain nombre d'études ont tenté, en France et surtout à l'étranger, de tester, au niveau individuel, l'hypothèse de l'influence des prestations familiales sur l'activité des mères de famille.

D'autres études, plus rares, ont essayé de tester, au niveau individuel également, l'hypothèse d'une influence des prestations familiales (et pas uniquement des prestations d'isolement) sur le fait que certaines mères vivent en couple et d'autres non.

Mais, à notre connaissance, aucun modèle intégré n'a été bâti, permettant de tenir compte du lien qui unit les deux pôles isolement et activité marchande, lien qui aboutit à des effets indirects des prestations familiales sur ces deux pôles ; ainsi, par exemple, l'isolement pousse, *ceteris paribus*, à exercer une activité rémunératrice et, par conséquent, si les prestations familiales favorisent plutôt l'isolement, elles encouragent indirectement l'activité marchande, qu'elles peuvent en revanche décourager directement.

Sur le plan méthodologique, un modèle d'équations simultanées devrait permettre d'identifier les effets directs et indirects des prestations familiales sur l'activité et l'isolement. L'addition d'une dimension internationale, même modeste, à la recherche se justifie par le fait que, si on n'étudie que le cas français, on ne peut espérer mettre en lumière des relations entre les prestations familiales d'une part et l'activité ou l'isolement d'autre part, véritablement toutes choses égales d'ailleurs, puisque les barèmes des prestations légales et (notamment les conditions de ressources) sont appliqués de façon uniforme sur tout le territoire métropolitain ; d'où l'idée d'introduire une certaine variance dans les situations, en prenant appui sur des pays aux législations différentes. En l'occurrence, sont confrontés ici les cas de la Lorraine et du Luxembourg, ce qui peut effectivement paraître bien limité pour une comparaison internationale ; mais ce choix s'explique par le fait que l'on dispose, pour ce pays et cette région, de données individuelles recueillies de façon très similaire, et par le fait que l'on peut estimer que les différences socio-culturelles sont moins grandes entre ces entités géographiquement très proches et aux échanges nombreux qu'entre des pays comme la France et les Etats-Unis par exemple ; car à quoi servirait-il d'étudier des pays très différents sous l'angle de la protection sociale si on peut craindre, simultanément, que le facteur national

explique la plus grande partie des divergences de comportements face à l'activité marchande des femmes (ex : France-Angleterre) ou face à la vie en couple (ex : France-Suède).

Les sources de données utilisées sont donc constituées par la première vague (1985) des panels lorrain et luxembourgeois de ménages.

Afin de cerner au mieux les résultats les plus fiables, malgré de nombreuses difficultés méthodologiques, nous avons développé un grand nombre de versions différentes (un peu plus d'une centaine d'équations de régression) qu'il serait lassant de présenter dans le détail.

C'est pourquoi nous avons préféré reporter en annexes VII à XI les résultats de cette centaine de procédures économétriques, en ne gardant dans le texte d'une part qu'un descriptif général de la mise en oeuvre progressive de la méthode et d'autre part une présentation plus approfondie des résultats finals, quitte à faire, à l'occasion, référence à l'annexe sus-citée. Nous envisagerons donc successivement :

- le descriptif de la procédure mise en oeuvre sur les données lorraines, procédure qui nous a menés progressivement à modifier les équations de base du modèle ;
- le commentaire des résultats du système final d'équations simultanées, en ce qui concerne la Lorraine ;
- la description de la procédure effectuée en parallèle sur les données luxembourgeoises, et la comparaison de ces résultats avec ceux de l'échantillon lorrain.

A. Les modèles mono-domaine.

Reprenant la démarche de la première partie (modèles mono-domaines, modèles multi-domaines) nous exposons donc pour commencer, et en guise de préliminaire à la présentation du modèle final d'équations simultanées, les équations testées indépendamment les unes des autres ; ce sont les limites de ces équations mono-domaine qui ont justifié la mise en oeuvre d'équations modifiées.

Le modèle de base que suggère l'approche théorique peut être formulé schématiquement de la manière suivante :

$$(1) I = f(PF, A, FI)$$

$$(2) A = g(PF, I, FA)$$

où I désigne l'Isolement

A désigne l'Activité marchande

PF désigne les Prestations Familiales

FI désigne les autres Facteurs explicatifs de l'Isolement

FA désigne les autres Facteurs explicatifs de l'Activité

1) La mise en oeuvre de l'équation d'Isolement indépendamment de celle d'Activité, ses limites et sa remise en cause (version Lorraine).

Dans cette première équation, figurent d'abord les deux variables explicatives centrales de l'analyse (PF et A), pour lesquelles on attend des effets positifs sur l'Isolement parce qu'elles mesurent les sources d'autonomie financière permettant l'isolement des mères ; pour compléter ces deux variables, nous avons choisi quelques autres facteurs explicatifs rencontrés généralement dans la littérature qui traite de l'état d'isolement (et non des changements d'état). Il s'agit des variables suivantes :

- . le nombre d'enfants à charge, qui doit être lié négativement à l'état d'isolement puisque d'une part la présence de nombreux enfants désincite la mère à se séparer de son conjoint apporteur de ressources et puisque d'autre part, l'état d'isolement des mères réduit leur probabilité de fécondité ;
- . la présence d'enfant(s) en bas âge est également liée négativement à l'état d'isolement dans la mesure où, elle constitue, comme l'existence d'une famille nombreuse, une désincitation à la séparation (voire une incitation à repousser la séparation) et du fait que les remariages de mères (ou les mariages de filles-mères) s'effectuent le plus souvent lorsque l'enfant est petit (si l'on exclut les situations, qui n'entrent pas dans notre champ d'analyse, où l'enfant n'est plus à charge) ;
- . l'âge de la mère, pour lequel on peut s'attendre à une liaison parabolique avec l'état d'isolement, celui-ci étant surtout fréquent aux deux extrémités du cycle de la vie de mère : isolement (avant union) des jeunes, mères de leur premier enfant (filles-mères volontaires ou non) et isolement des plus âgées par séparation après plusieurs années de mariage ou par veuvage ;
- . la santé de la mère, que nous mesurons par son opposé : la présence d'infirmité (présence qui accroît la probabilité de séparation et diminue celle d'union) aura sans doute un signe positif ;
- . le niveau d'éducation élevé en tant que facteur positif de participation à la population active (et donc d'autonomie financière) devrait être lié positivement à l'isolement ; de plus on peut penser que l'éducation modifie les goûts et en l'occurrence, plutôt en faveur des idées d'indépendance, d'émancipation, etc. ;
- . la nationalité étrangère (essentiellement méditerranéenne, dans l'échantillon lorrain) sera révélatrice d'habitudes culturelles plutôt favorables au mariage, et sera donc liée négativement à l'isolement ;

- la cohabitation avec un (des) adulte(s) non conjoint(s) (parent(s) de la mère principalement) devrait montrer un effet favorable à l'isolement puisque cet (ces) adulte(s) rende(nt) moins attrayante la recherche d'un conjoint : les parents peuvent apporter des ressources (ou des économies en nature, exemple : le logement) et garder les petits enfants.

La variable dépendante (Isolement) étant dichotomique (0/1) nous avons effectué la régression de cette équation suivant une procédure logistique (cette forme fonctionnelle prédit en effet des valeurs comprises entre 0 et 1).

Comme le montre la version n°1 (cf. annexe), dans cette spécification la procédure de maximisation de vraisemblance ne converge pas. Nous avons donc retiré les variables explicatives ayant des t de Student plutôt faibles (<1,8) (variables FAMNOMBR, INFIRM, EDUCATIO, NATIONAL) ; mais, même avec cette seconde spécification plus limitée, la convergence de la régression n'a pas été obtenue. Pour s'affranchir de cette non-convergence, nous avons testé une version n°3 (cf. annexe) par la technique de régression par les moindres carrés ordinaires (malgré le biais inhérent à la méthode dans le cas de variable dépendante binaire). Seules trois variables explicatives se sont révélées significatives au seuil de 10% : les prestations familiales, le nombre d'enfants et la présence de parent(s) de la mère dans le ménage. Ces trois variables, qui globalement expliquent 17% de la variance, ont les signes attendus (ce qui n'était pas le cas des variables d'éducation et d'infirmité dans la version logistique non convergente). Cependant, quatre problèmes importants méritent d'être soulignés car ils ont motivé la suite de la démarche :

- la valeur explicative de l'équation est faible (17%) et elle l'est encore plus sur l'échantillon luxembourgeois : 5% (cf. version n°3) ;
- la variable d'activité, qui justifie la modélisation par équations simultanées, est rejetée par l'équation d'isolement (au moins dans le cas de l'échantillon lorrain) ;
- l'effet des prestations familiales sur le comportement d'isolement des mères est statistiquement significatif et de signe conforme à ce qui était prédit ; mais cet effet n'apparaît guère important, sans doute pour partie à cause de la corrélation entre le nombre d'enfants et le montant des prestations ;
- l'effet des prestations familiales sur l'isolement est également ambigu parce que la liaison entre ces variables est à double sens : d'un côté on pense que les prestations ont un impact sans doute faible, sauf exceptions, sur l'isolement et, d'un autre côté, on sait que, même en dehors des cas d'A.P.I. (4 cas dans l'échantillon lorrain), l'isolement gonfle le volume des prestations versées à l'allocataire ; par conséquent, essayer d'identifier dans ces conditions l'impact des prestations familiales sur l'isolement est une gageure : on risque d'interpréter dans un sens (prestations

familiales sur isolement) une relation qui n'est forte qu'en raison de la liaison (institutionnelle) existant dans l'autre sens (isolement sur prestations familiales).

Face à ces quatre problèmes, la parade partielle que nous avons trouvée consiste à modifier le système d'équations simultanées initialement prévu, en rendant l'isolement exogène et en retournant en quelque sorte la première équation : les prestations familiales deviennent la variable dépendante, et ce qu'on modélise alors c'est tout simplement le barème moyen des prestations familiales.

La seconde équation reste une équation d'activité marchande, dont une des variables explicatives est le volume des prestations familiales (endogène au modèle) et dont une autre variable est l'isolement (exogène au modèle) :

$$(3) = PF = h(A, I, FP)$$

$$(4) = A = k(PF, I, FA)$$

Avec FP : Facteurs explicatifs du niveau de prestations familiales.

Ce second modèle ne permettra pas de mesurer l'effet (direct et indirect) des Prestations Familiales sur l'Isolement, mais il devrait en principe assurer la double prise en compte de l'effet des prestations familiales sur l'activité (ce qui est l'objet-même du présent rapport) : d'abord à travers l'effet revenu classique (toutes les prestations familiales permettent d'obtenir un revenu substitut aux gains d'activité) mais aussi à travers le jeu des conditions de ressources (les seules prestations familiales sous conditions de ressources dissuadent d'obtenir des gains d'activité, à cause du taux d'imposition implicite) ; et cette double prise en compte devrait se faire sans négliger les différenciations qu'introduit le statut d'isolement.

2) La mise en oeuvre de la nouvelle équation de Prestations Familiales, indépendamment de celle d'Activité (version lorraine).

Cette équation modélise le barème moyen de prestations familiales ; si l'ensemble exhaustif des valeurs des paramètres déterminant les montants de prestations étaient connues, l'équation serait une identité ; mais, faute de disposer de toutes ces informations, nous avons dû nous limiter à quatre paramètres principaux du barème ; parmi ces variables explicatives, trois sont liées positivement au montant des prestations, et une l'est négativement :

- l'isolement (par référence à l'A.P.I. et à l'A.S.F.)
- l'infirmité de la mère ou l'infirmité d'un membre du ménage (par référence à l'A.E.S. et l'A.A.H.)
- le nombre d'enfants, introduit suivant deux spécifications alternatives : l'une retraçant une relation non linéaire entre ce nombre et le montant de prestations familiales, l'autre

- prenant en compte l'âge des enfants (par référence aux allocations familiales, à l'A.J.E...)
- le revenu imposable (par référence aux prestations sous condition de ressources : allocations de logement, complément familial...). Son signe attendu est négatif. Cette variable a été testée, comme nous l'expliquerons ci-dessous suivant différentes versions ; elle intègre le salaire de la mère, et donc indirectement la variable du modèle simultané qu'est l'activité de la mère.

Quant à la variable dépendante, elle a été mise en oeuvre suivant deux définitions:
 PFAMILLE : ensemble des prestations familiales du ménage, prestations de logement exclues.
 PFETLOGT : ensemble des prestations familiales du ménage, prestations de logement incluses.

Dans sa meilleure spécification, l'équation de régression par MCO (Moindres Carrés Ordinaires) effectuée sur un échantillon de 452 mères, c'est-à-dire après exclusion de 3 cas extrêmement atypiques (résidus bien plus élevés que pour les autres observations) explique les 3/4 de la variance des prestations familiales et de logement (R^2 ajusté = 0,742). L'équation est constituée alors de trois variables explicatives significatives au seuil de 1%₀, et d'une quatrième qui l'est au seuil de 2%₀. La constante est non significative comme on pouvait s'y attendre puisqu'une mère vivant en couple mais sans enfant ne perçoit pas d'allocations familiales, sauf si elle est enceinte (ce que les informations disponibles ne permettaient pas de savoir). Les quatre variables explicatives ont le signe attendu: l'isolement (+), le revenu imposable par enfant à charge en dizaine de milliers de francs (-), le nombre d'enfants à charge au sens de l'étude (+), et enfin ce même nombre au carré (+) ; la relation parabolique ainsi trouvée entre le nombre d'enfants et le montant des prestations est caractérisé par une concavité tournée vers le haut et par un minimum situé à -2,7 enfants, ce qui rend bien compte de la faveur dont jouissent en France les familles nombreuses, en termes de prestations familiales par enfant (puisque, pour le nombre d'enfants positif on se trouve nécessairement sur la branche ascendante droite de la parabole en question).

Cette version (n°18) est le résultat final de nombreux autres essais de régressions qui ont amené à effectuer les choix suivants :

- l'exclusion de trois mères fortement atypiques a permis d'améliorer la qualité globale de la régression d'environ 5 points. Cette pratique est assez couramment répandue lorsque l'on veut éviter qu'un point isolé n'infléchisse des mesures qui sont sensibles (notamment du fait de tailles d'échantillons limités) ;
- la préférence pour la variable endogène PFETLOGT, qui inclut les prestations de logement, car sans ces dernières l'estimation du coefficient de la variable de revenu imposable n'était pas statistiquement significative à un seuil de 10%. Or il était indispensable de garder cette variable explicative puisqu'elle mesure indirectement et

partiellement l'activité de la mère, activité qui est par ailleurs l'une des variables endogènes du système d'équations simultanées. Il semble d'ailleurs assez normal que les prestations logements rendent significative la variable de revenu imposable puisque ces dernières sont toutes versées sous condition de ressources, ce qui n'est pas le cas, par exemple, des allocations familiales ;

- la non-prise en compte des variables indicatives d'invalidité (de la mère et/ou d'un membre du ménage) du fait de leur très faible signification statistique quelle que soit la version de la régression. On pouvait s'attendre un peu à ce résultat, car on comprend assez facilement que la corrélation soit faible entre l'ensemble des prestations familiales et la présence d'invalide(s) dans le ménage : s'il s'agit d'un enfant, l'A.E.S. représente une faible partie de l'ensemble des prestations familiales (voire une partie nulle si l'enfant est insuffisamment atteint pour prétendre à l'A.E.S.) ; et s'il s'agit d'un adulte, il y a autant de chance que le montant total de prestations familiales en soit affecté (par une A.A.H. à taux plein) que le contraire (A.A.H. à taux faible ou même inexistante lorsque l'individu est indemnisé par la C.P.A.M. ou une caisse de retraite et non par la C.A.F.) ;
- concernant l'intégration du nombre d'enfants dans l'équation, nous avons testé trois versions :

La première (qui n'a pas été retenue) utilisait le nombre d'enfants de moins de 16 ans (par référence à une notion d'enfant à charge proche de celle des C.A.F.). Cette variable était certes significative et de signe attendu, mais elle contribuait peu à la qualité du modèle (R^2 inférieur de 20 points par rapport aux autres versions).

La seconde prenait en compte d'une part le nombre d'enfants à charge de plus de 3 ans et d'autre part la présence d'enfants en bas âge (3 ans et moins) ; elle aurait pu être retenue car ses résultats sont, du point de vue de la qualité, quasi identiques à ceux de la 3ème version, finalement retenue.

Cette dernière repose sur le nombre d'enfants à charge (quel que soit l'âge) en prenant en compte une éventuelle relation non linéaire, c'est-à-dire en incluant comme variables explicatives le carré et le cube de ce nombre (en l'occurrence seul le carré a été retenu car le coefficient de la variable cubique n'était pas significatif). A qualité égale, le choix entre ces deux mesures est indifférent ; nous avons préféré la troisième (non prise en compte de l'âge) au nom de la simplicité.

- enfin concernant le revenu imposable, pour prendre en compte au mieux l'effet de la condition de ressources qui généralement varie en fonction du nombre d'enfants, nous avons préféré utiliser la variable dénommée QUOTIENT, qui représente le revenu imposable par enfant à charge ; de plus pour que son coefficient de régression soit imprimé avec un nombre suffisant de chiffres significatifs nous avons exprimé cette variable explicative en dizaines de milliers de francs (et non plus en francs) ; il s'agit

alors de la variable QUOTI000 significative du seuil de 2% et de signe négatif (-249) de la version n°18 (cf. annexe).

3) La mise en oeuvre de l'équation d'Activité indépendamment de l'équation de Prestations Familiales.

Dans notre modèle, l'équation d'Activité est en fait une équation de participation à l'Emploi. Il ne s'agit pas, en effet, de la quantité de temps que les mères passent dans la population active, mais du simple indicateur dichotomique d'occupation d'un emploi, que nous utilisons comme variable dépendante. La restriction aux seuls cas d'actives pourvues d'emploi (par exclusion des chômeuses) tient surtout au fait que dans l'échantillon, il est difficile de distinguer les mères qui disent qu'elles aimeraient bien travailler et celles qui cherchent effectivement et activement un emploi. D'autre part, dans la perspective de ce rapport, ce n'est pas tant l'offre individuelle de travail qui importe (avec les problèmes que pose alors l'existence d'un rationnement sur le marché de l'emploi) que l'activité source de rémunération et, à ce titre, d'autonomie financière pour la femme et de suppression des prestations sous conditions de ressources.

Quant à la mesure dichotomique, elle s'est imposée après quelques versions utilisant une variable continue (variable V564 : le nombre d'heures de travail par semaine), cette dernière ayant abouti à des résultats de régression d'une qualité globale plus faible.

La version finale qui a été utilisée pour construire le modèle simultané porte le numéro 23 dans l'annexe. On pourrait s'étonner de ce que cette version est issue d'une procédure par les moindres carrés ordinaires (MCO) ; car, comme nous le précisons précédemment, cette méthode n'est pas adaptée, en toute rigueur, aux variables dépendantes limitées. En fait, ce choix vient d'un souci de répliation scrupuleuse de la même démarche dans les deux régions (Lorraine/Luxembourg) : c'est en effet parce que la régression de l'équation d'Emploi effectuée sur l'échantillon luxembourgeois par la méthode logistique n'a pas convergé (cf. infra) que nous avons utilisé en Lorraine la méthode MCO quand bien même la régression LOGIT convergait (cf. version n°7 lorraine) ; cette version n°23 reprend naturellement, quant aux variables explicatives retenues, la même spécification que celle de la version LOGIT n°7.

Comme on le constate assez fréquemment en matière d'estimation des comportements individuels de participation au travail, le coefficient de détermination ajusté est faible : 0,18. Les variables explicatives significatives au seuil au plus égal à 2% sont des variables classiques des théories de l'offre de travail ; et elles présentent les signes attendus :

- effet positif du niveau de formation (indicateur de capital humain) ;
- effet positif de la présence de parent(s) de la mère (opportunité de garde d'enfant(s)) ;

- effet non linéaire de l'âge décrivant une courbe en cloche assez classique avec un maximum à 43 ans ;
- effet négatif des revenus autres que ceux du travail de la mère : dont prestations familiales et de logement, gains du conjoint ou d'autres membres du ménage (exprimés en dizaines de milliers de francs) ;
- effet négatif du nombre d'enfants à charge (au sens de l'étude) qui montre une prédominance de l'aspect temps de travail domestique d'éducation sur l'aspect coûts supplémentaires engendrés pour l'enfant .

N'ont, en revanche, pas ou peu (comparativement à des mesures alternatives) d'effet statistiquement significatif, les autres variables explicatives testées dans les différentes versions annexées :

- la présence d'enfant(s) en bas âge (≤ 3 ans) ;
- le fait que le ménage soit classé parmi les familles nombreuses (nombre d'enfants ≥ 3) ;
- le fait que la mère soit infirme ;
- le fait que la mère soit de nationalité étrangère ;
- les revenus hors ceux du travail de la mère, mesurés par unité de consommation c'est-à-dire en termes de niveau de vie du ménage provenant d'autres sources que le travail de la mère ;
- les revenus autres que les prestations familiales et autres que les revenus du travail de la mère ;
- les revenus autres que les revenus du travail de la mère, les prestations familiales et les prestations de logement ; cette variable a été introduite d'abord sous forme continue (en dizaine de milliers de francs) puis en valeur dichotomisée autour d'un seuil déterminé à partir d'un examen de l'allure de la distribution de ces revenus ;
- enfin, la variable d'isolement n'a malheureusement pu être retenue du fait d'une signification statistique trop faible (cf. annexe, version 19, seuil de signification égal 0,27). L'exclusion de cette variable est assez préjudiciable puisque d'une part l'équation d'Isolement a déjà dû être repoussée et que d'autre part nous sommes amené maintenant à renoncer à mesurer l'effet des prestations sur l'emploi des mères en contrôlant la variable Isolement.

Compte tenu de toutes ces observations, on aboutit, pour les deux équations retenues (PF, Activité) aux spécifications suivantes, qui sont apparues comme étant les plus appropriées à la fois pour l'analyse en termes d'équations simultanées et dans une perspective de comparaison entre les deux régions (pour la définition précise des variables cf. annexe IV).

$$(5) \text{ PFETLOGT} = -659 + 10272 \text{ ISOLEE} + 4850 \text{ EFCHARGE} + 905 \text{ EFDEUX} - 249 \text{ QUOTI000}$$

Coefficients calculés par O.L.S. Stepwise sur un échantillon de 452 mères. R^2 ajusté = 0,742

avec :

$$\text{QUOTI000} = \frac{1}{\text{EFCHARGE} * 10.000} * [\text{TOTRMEN1 (REV1 exclu)} + (\text{REV1} * \text{EMPLOI})]$$

$$(6) \text{EMPLOI} = -1,1434 + 0,0384 \text{ AGE} - 1,0011 \text{ AGEDEUX} - 0,10554 \text{ EFCHARGE} + 0,3497 \text{ PARENT} + \\ 0,2497 \text{ EDUCATIO} - 0,007 \text{ HORSG000}$$

Coefficients calculés par O.L.S. Enter sur un échantillon de 452 mères. R^2 ajusté = 0,183

avec :

$$\text{HORSG000} = \frac{1}{10.000} * [\text{TOTRMEN1 (dont PFETLOGT)} - \text{REV30}]$$

B. le modèle d'équations simultanées, dans le cas lorrain.

Les équations (5) et (6) montrent dans leurs spécifications une interdépendance indirecte puisque PFETLOGT apparaît dans la variable explicative HORSG000 de l'équation d'EMPLOI et qu'à l'inverse EMPLOI apparaît dans QUOTI000. Il est donc théoriquement possible de concevoir un modèle intégrant ces deux équations simultanément. La technique utilisée est celle des doubles moindres carrés, consistant, dans un premier temps, à calculer par M.C.O. les coefficients des variables explicatives selon une spécification réduite (c'est-à-dire en déclarant explicatives des deux variables dépendantes toutes les variables exogènes des deux équations), puis, dans un second temps, à régresser à nouveau les variables endogènes dans leur spécification initiale mais en intégrant cette fois non plus la valeur observée pour ces variables endogènes mais leurs valeurs estimées au moyen des équations réduites ; cette seconde phase est appelée test des équations structurelles.

Les équations réduites sont donc :

$$(7) \widehat{\text{PFETLOGT}} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 \text{ ISOLEE} + \hat{a}_2 \text{ EFCHARGE} + \hat{a}_3 \text{ EFDEUX} + \hat{a}_4 \text{ QUOTI000} + \hat{a}_5 \text{ AGE} + \\ \hat{a}_6 \text{ AGEDEUX} + \hat{a}_7 \text{ PARENT} + \hat{a}_8 \text{ EDUCATIO} + \hat{a}_9 \text{ HORSG000}$$

$$(8) \widehat{\text{EMPLOI}} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \text{ ISOLEE} + \hat{b}_2 \text{ EFCHARGE} + \hat{b}_3 \text{ EFDEUX} + \hat{b}_4 \text{ QUOTI000} + \hat{b}_5 \text{ AGE} + \hat{b}_6 \text{ AGEDEUX} + \\ \hat{b}_7 \text{ PARENT} + \hat{b}_8 \text{ EDUCATIO} + \hat{b}_9 \text{ HORSG000}$$

et les équations structurelles sont les suivantes :

$$(9) \text{PFETLOGT} = c_0 + c_1 \text{ ISOLEE} + c_2 \text{ EFCHARGE} + c_3 \text{ EFDEUX} + c_4 * \\ \frac{1}{\text{EFCHARGE} * 10.000} * [(\text{TOTRMEN1} - (\text{REV1 exclu}) + (\text{REV1} * \text{EMPLOI})) + U$$

$$(10) \text{ EMPLOI} = d_0 + d_1 \text{AGE} + d_2 \text{AGEDEUX} + d_3 \text{PARENT} + d_4 \text{EDUCATION} + \frac{d_5}{10.000} * [\text{TOTRMEN1 (PFETLOGT exclu)} + \text{PFETLOGT} - \text{REV30}] + d_6 \text{EFCHARGE} + U$$

Ainsi la variable HORSG000 "estimée" qui entre dans l'équation (10) est égale aux prestations estimées par l'équation (7) ($\widehat{\text{PFETLOGT}}$) auxquelles s'ajoutent les autres revenus du ménage observés hors gains de l'activité de la mère. De même QUOTI000 "estimé" est égal au revenu du travail de la mère conditionnellement à l'emploi estimé de la mère par l'équation (8) (EMPLOI) plus les autres revenus imposables du ménage.

En toute rigueur, HORSG000, ne devrait pas apparaître dans l'équation réduite de PFETLOGT, car PFETLOGT est une composante de HORSG000 (en tant que transferts sociaux constituant une partie des revenus hors travail). Suivant la même idée, il faudrait exclure QUOTI000 de l'équation réduite (8), car, étant pour partie déterminé mécaniquement par EMPLOI (les gains d'activité constituent en effet une fraction du numérateur du niveau de vie), QUOTI000 a dans le système simultané, le statut de variable endogène (par contamination pourrait-on dire).

D'où les deux nouvelles équations réduites suivantes :

$$(7\text{bis}) \widehat{\text{PFETLOGT}} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 \text{ISOLEE} + \hat{a}_2 \text{EFCHARGE} + \hat{a}_3 \text{EFDEUX} + \hat{a}_4 \text{QUOTI000} + \hat{a}_5 \text{AGE} + \hat{a}_6 \text{AGEDEUX} + \hat{a}_7 \text{PARENT} + \hat{a}_8 \text{EDUCATIO}$$

$$(8\text{bis}) \widehat{\text{EMPLOI}} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \text{ISOLEE} + \hat{b}_2 \text{EFCHARGE} + \hat{b}_3 \text{EFDEUX} + \hat{b}_4 \text{HORSG000} + \hat{b}_5 \text{AGE} + \hat{b}_6 \text{AGEDEUX} + \hat{b}_7 \text{PARENT} + \hat{b}_8 \text{EDUCATIO}$$

et des équations simultanées (9bis) et (10bis) semblables à (9) et (10), à ceci près que $\widehat{\text{EMPLOI}}$ et $\widehat{\text{PFETLOGT}}$ remplacent respectivement $\widehat{\text{EMPLOI}}$ et $\widehat{\text{PFETLOGT}}$.

L'exclusion de HORSG000 et de QUOTI000 des équations réduites est cependant discutable puisque ces variables ne sont endogènes que pour partie. Nous avons effectué successivement les deux approches (avec puis sans les deux pseudo-variables endogènes). Les deux séries d'équations sont consignées en annexe VIII et X ; elles montrent que, si les résultats des régressions (7) et (8) sont assez nettement différentes des résultats des régressions (7bis) et 8(bis) (la série bis est de meilleure qualité), en revanche les équations structurelles finales ne sont pratiquement pas affectées par les nouvelles estimations de EMPLOI et PFETLOGT : les coefficients de régression des équations (9) et (10), comparés à ceux des

versions (9bis) et (10bis), montrent des différences insignifiantes pour l'équation d'EMPLOI et de l'ordre de la dizaine pour l'équation de prestations familiales. Compte tenu de ce peu d'incidence sur les résultats finals, nous avons décidé de ne commenter dans le texte que la seule version (7bis) (8bis) (9bis) (10bis) mais le lecteur pourra retrouver les résultats des équations (7) (8) (9) et (10) en annexe : versions 12, 14 à 17 et 24 à 29 en ce qui concerne l'équation d'EMPLOI, versions 23 à 29 pour l'équation de PRESTATIONS FAMILIALES.

1) Les équations réduites 7bis et 8bis.

Ces équations économétriques ne sont qu'instrumentales, elles ne sont donc pas vouées à l'interprétation. L'adjonction des variables explicatives de la seconde équation dans la spécification de la première (et vice versa) nécessite que des procédures d'entrée forcée des variables soient utilisées. Il est alors assez compréhensible que les coefficients de régression de ces nouvelles variables ne soient pas significatifs et que la qualité globale de l'équation (R^2) ne soit pas sensiblement améliorée par leur présence additionnelle.

Concernant l'équation réduite de Prestations Familiales (en annexe : version n°31), l'ajout des 4 variables explicatives propres à l'équation d'emploi (AGE, AGEDEUX, PARENT, EDUCATIO) améliore le R^2 de 0,2 points, et rend la variable de revenu imposable non significative.

La version n°32 montre que la non-signification statistique de ce revenu imposable est due pour partie, à l'âge. Mais l'âge étant essentiel dans l'équation d'emploi il n'est pas possible de remédier (par exclusion de variables explicatives mineures) à cette non-signification ; l'équation réduite garde donc la spécification issue des deux équations testées indépendamment et montre, parmi les nouvelles variables, un seul coefficient clairement non significatif : celui de l'éducation (le contraire serait étonnant, car on imagine assez difficilement une relation nette entre niveau d'éducation et montant de prestations familiales sauf, peut-être, indirectement via la corrélation positive entre les niveaux de salaire et d'éducation).

Concernant l'équation réduite d'Emploi, nous avons mené parallèlement des procédures suivant deux méthodes : LOGIT et M.C.O.. La procédure logistique est techniquement plus correcte, mais dans l'optique de la comparaison avec le Luxembourg, la non-convergence de la régression logistique de l'équation d'Emploi non réduite au Luxembourg nous a incité à développer, dans les deux régions, des procédures plus classiques, par M.C.O.

La version n°30 en annexe reporte les résultats suivant la méthode LOGIT ; elle montre que les deux variables nouvelles (ISOLEE, EFDEUX) ont de faibles t de Student. La version n°33 (méthode M.C.O.) confirme la non-signification de la variable d'isolement

(probabilité associée au t de Student = 0,4) et montre un gain de 1 point de R^2 pour cette version par rapport à la version non réduite.

2) Les équations structurelles 9bis et 10bis.

a) Les prestations familiales (9bis).

Rappelons que ce qui distingue cette équation de l'équation indépendante présentée au paragraphe 1 est le fait que l'emploi (variable dépendante de l'équation (4) du système) est introduit comme variable explicative suivant une mesure non plus observée mais estimée à l'aide de l'équation (8bis). En fait l'emploi de la mère n'est pas directement explicité dans la spécification, il n'est qu'un des déterminants du revenu imposable du ménage. Nous avons effectué et reproduit en annexe trois versions (n^{os} 33, 34, 35), nous n'en commenterons qu'une, car elles montrent toutes des résultats presque identiques.

La première utilise l'estimation de l'emploi à l'aide des coefficients de l'équation réduite par la méthode LOGIT. La seconde utilise l'estimation de l'emploi suivant les coefficients de l'équation réduite par méthode M.C.O.. Et la troisième utilise également cette estimation par M.C.O., mais en contrôlant que les valeurs estimées sont effectivement comprises entre 0 et 1 (ce que la procédure logistique effectue par définition). Le tableau ci-dessous montre que la procédure simultanée modifie très peu la valeur des coefficients par rapport à la spécification indépendante.

LORRAINE	Valeur des coefficients de régression OLS		N = 452
Variable dépendante: PFETLOGT (moy : 16299)	Version non simultanée	Version simultanée équation structurelle	Valeurs moyennes des variables
CONSTANTE	- 659 (n.s.)	- 1241 (n.s.)	1
ISOLEE	10272	10342	0,06
EFCHARGE	4850	5046	2,369
EFDEUX	905	889	7,409
QUOTI000	- 249	-	7,44
QUOTI000	-	- 237	6,82
R^2	74,2	74,1	-

b) L'emploi (10bis).

Dans cette seconde équation structurelle, c'est le montant des prestations familiales qui est variable explicative estimée (puisque'elle est la variable dépendante de l'équation (3)). Là aussi cette variable estimée n'est pas explicite dans la spécification, mais constitue une part des ressources du ménage hors gain du travail de la mère. Comme nous l'expliquions précédemment à propos des équations réduites, deux procédures sont menées de front : l'une suivant la méthode M.C.O. et l'autre par LOGIT. Dans les deux cas, trois versions sont proposées. La première intègre directement dans la variable de ressources du ménage l'estimation des prestations familiales de l'équation réduite. La deuxième contrôle que cette estimation n'amène pas à intégrer des valeurs de prestations familiales négatives (elles sont alors recodées en valeurs nulles). Enfin, la troisième version s'assure que l'intégration d'une valeur estimée négative de prestations familiales n'aboutisse pas à un montant de ressources du ménage hors gains de la mère négatif (lorsque c'est le cas le montant de ressources est ramené à zéro). Compte tenu de la qualité de la régression réduite de prestations familiales ($R^2 = 76\%$), ces contrôles de valeurs estimées négatives se sont révélés largement sans objet, d'où des résultats de versions d'équations simultanées quasi identiques.

LORRAINE	Valeur des coefficients de régression				N = 452
Variable dépendante :	O.L.S.		LOGIT		Valeurs moyennes des variables
	Version non simultanée	Version simultanée	Version non simultanée	Version simultanée	
EMPLOI (moy : 0,396)					
CONSTANTE	- 1,1434	- 1,1392	0,2643 (n.s.)	0,3123 (n.s.)	1
AGE	0,0938	0,0933	0,28	0,2772	37,52
AGEDEUX	- 0,0011	- 0,0011	- 0,0035	- 0,0035	1480
EFCHARGE	- 0,1055	- 0,1062	- 0,3527	- 0,3548	2,36
PARENT	0,3495	0,3470	0,7378	0,7241	0,029
EDUCATIO	0,2497	0,2464	0,573	0,5777	0,4
HORSG000	- 0,007	-	- 0,0161	-	13,62
 HORSG000	-	- 0,0062	-	- 0,0138	13,65
R ²	18,3	18,1	-	-	-
χ ²	-	-	465	463	-

Comme pour l'équation de prestations familiales la conclusion première réside dans le constat d'une très faible différence entre les versions simultanée et non simultanée. On peut illustrer cette convergence en calculant l'élasticité (au point moyen) de l'EMPLOI par rapport à HORG000, élasticité qui est un indicateur indirect et moyen de l'effet des prestations familiales versées aux ménages de mères sur la probabilité d'emploi de ces dernières. En version simultanée l'élasticité est égale à -0,214 contre -0,241 en version indépendante (sur la base des résultats M.C.O.). Cela signifie qu'une augmentation de 10% des revenus (dont prestations familiales) autres que ceux du travail de la mère entraîne en moyenne une diminution de la probabilité d'emploi de la mère de 2,1% (2,4%). Ainsi pourrait-on dire qu'au point moyen, l'effet indirect des prestations familiales sur l'emploi des mères (c'est-à-dire non pas l'effet revenu, mais l'effet d'adaptation du comportement d'emploi des mères par rapport aux conditions de ressources prises en compte pour la détermination des montants de prestations familiales) est très faible : il réduit l'élasticité moyenne des prestations familiales vis-à-vis de l'emploi de 0,03.

C. La procédure effectuée sur les données luxembourgeoises : présentation des différences essentielles Luxembourg/Lorraine et comparaison des principaux résultats lorsque l'on effectue une replication à l'identique de la procédure choisie pour l'échantillon lorrain.

Pour essayer de mettre en lumière un éventuel effet différencié des prestations familiales sur l'emploi des mères, nous avons donc tenté d'effectuer une analyse comparative entre deux régions économiquement et culturellement relativement proches mais ayant des systèmes de protection sociale et, plus précisément, des politiques familiales différentes : la Lorraine et le Luxembourg. Cette comparaison ne peut être instructive que si la méthode de calcul est rigoureusement identique pour les deux régions. Du point de vue de la collecte de l'information, les enquêtes d'où sont issues les données sont des panels de ménages dont les questionnaires et les protocoles d'enquêtes sont pour une très large part identiques (grâce à une étroite collaboration entre les partenaires des deux pays). Quant aux outils statistiques utilisés dans la présente étude, après avoir développé une procédure indépendante sur chacun des fichiers régionaux (cf. paragraphe ci-dessus en ce qui concerne la Lorraine et cf. §1 ci-dessous pour le Luxembourg), nous avons choisi de les utiliser à l'identique en prenant comme point de référence la procédure menée sur l'échantillon lorrain (cf. paragraphe 2 ci-dessous).

1) Les équations du modèle suivant la spécification propre au fichier du G.D. du Luxembourg et ses différences avec la spécification lorraine.

a) L'équation d'Isolement.

Contrairement au cas de la Lorraine, la procédure logistique appliquée à la variable dichotomique d'Isolement converge ; en revanche ce sont sensiblement les mêmes variables explicatives qu'en Lorraine (exception faite du nombre d'enfants à charge) qui montrent des t de Student élevés. Dans la version M.C.O. on retrouve les trois mêmes variables (qu'en Lorraine) explicatives statistiquement significatives (prestations familiales, nombre d'enfants à charge, cohabitation avec des parents) auxquelles s'ajoutent la variable d'emploi qui est, au Luxembourg, très nettement significative. Cependant, de façon encore plus flagrante qu'en Lorraine, la qualité globale de la régression est très mauvaise ($R^2 = 5\%$).

b) L'équation de Prestations Familiales.

Contrairement à la Lorraine, la mesure des prestations familiales est unique (PFAMILLE), c'est-à-dire sans distinction "avec ou sans prestations de logement" puisque ces dernières sont inexistantes (du moins sous la forme de prestations sociales monétaires⁽¹⁾). Cependant pour la comparaison Lorraine/Luxembourg nous utilisons une variable de prestations familiales normalisées (PFAMNORM) : le montant initialement connu mensuellement en F.B. est exprimé, comme en Lorraine, en FF par an (multiplication par deux, puisque le taux de change retenu est égal à 6 FB pour 1FF).

Les résultats de cette équation sont très proches de ceux obtenus sur l'échantillon lorrain. On peut en retenir deux versions luxembourgeoises de bonne qualité (effectuées sur un échantillon de 830 mères duquel ont été exclus 5 cas de mère atypiques).

La première (version n°7 en annexe) montre, comme en Lorraine, d'une part un bon R^2 (73,8 contre 74,2 en Lorraine) et d'autre part trois variables explicatives ayant un effet positif : l'isolement, le nombre d'enfants à charge et son carré. Les seules différences importantes avec le cas lorrain sont la non signification du revenu imposable quel que soit son mode de calcul (normalisé, en niveau de vie...) et, en contrepartie, la nette signification statistique du coefficient fortement négatif de la constante.

La seconde (version n°19 de l'annexe) est plus éloignée de la version retenue en Lorraine, son R^2 est du même ordre de grandeur (73,1%), mais seule la variable d'isolement est commune aux régressions des deux régions. Au Luxembourg, si l'on remplace le nombre

(1) Il existe en revanche au G.D. du Luxembourg des systèmes de bonification d'intérêts et des primes sur les prêts concernant le logement familial.

d'enfants à charge et son carré, par les deux variables qui prennent en compte l'âge des enfants (nombre d'enfants à charge de plus de 3 ans, présence d'enfant(s) de 3 ans ou moins ; variables qui sont tout aussi statistiquement significatives et de signe positif attendu), le revenu imposable normalisé exprimé par enfant(s) à charge devient significatif comme en Lorraine, mais avec, curieusement, un signe positif contraire à l'effet attendu du revenu imposable sur le montant des prestations familiales. Cependant, ceci corrobore l'absence de règle de condition de ressources dans l'octroi des prestations familiales au G.D. de Luxembourg et suggère une corrélation positive entre le revenu imposable et le nombre d'enfants et donc également avec le montant de prestations familiales.

c) L'équation d'Emploi.

Dans sa version initiale (toutes variables explicatives incluses) la régression logistique converge, mais dès lors que l'on retire les variables ayant de faibles t de Student la convergence disparaît. Nous avons donc retenu, avec les limites soulignées précédemment, la méthode M.C.O. qui, dans sa version la plus pertinente (n°12 en annexe), montre un R^2 deux fois moins élevé qu'en Lorraine (9,1% contre 18,3%).

Comme en Lorraine, on retrouve les effets positifs de la présence de parents de la mère dans le ménage et du niveau d'éducation de la mère, l'effet négatif des gains du ménage hors revenus du travail de la mère et l'effet positif puis négatif (parabolique) de l'âge de la mère. Est en revanche absent de la spécification du Luxembourg l'effet négatif du nombre d'enfants à charge. A l'inverse apparaissent deux effets très nettement significatifs : effet positif de l'isolement sur l'emploi (significatif au seuil de 1‰) et de la nationalité étrangère (également significatif au seuil de 1‰). Comme en Lorraine, les versions utilisant le nombre d'heures de travail comme variable endogène et/ou les variables d'invalidité et de revenus du ménage hors gains du travail de la mère exprimés en niveau de vie comme variables explicatives sont de moins bonne qualité.

2) La réplique sur les données luxembourgeoises de la procédure d'équations simultanées choisie sur l'échantillon lorrain et les principales conclusions comparatives entre les deux régions.

L'application, à l'échantillon de mères luxembourgeoises, de l'équation réduite de Prestations Familiales suivant la spécification en Lorraine nous oblige (version n°27 en annexe) d'une part à conserver la variable de revenu (QUOTI000 en Lorraine, QUOTNORM au Luxembourg), bien qu'elle n'ait pas montré de coefficient significatif dans la régression indépendante (elle n'est pas plus significative dans l'équation réduite) et d'autre part à ne pas intégrer la variable NATIONAL significative qui est dans l'équation indépendante d'Emploi au Luxembourg mais non dans celle de la Lorraine d'où est issue la spécification (7bis). Les sept

autres variables explicatives sont significatives au seuil au plus égal à 4%, elles expliquent 74% de la variance des prestations familiales normalisées (contre 76% en Lorraine).

L'équation réduite de l'Emploi des mères, comme celle des Prestations Familiales, n'inclut pas la variable NATIONAL malgré sa pertinence statistique dans la régression luxembourgeoise. Parmi les huit variables explicatives, les deux concernant les enfants à charge (EFCHARGE et EFDEUX) ne produisent pas de coefficients significatifs, que ce soit d'ailleurs par M.C.O. ou par LOGIT (cf. versions 21 et 22). La régression est de qualité médiocre ($R^2 = 7\%$), contre 19% en Lorraine).

Comme en Lorraine, les différentes versions d'équations structurelles de Prestations Familiales suivant les différents contrôles des valeurs estimées (pour que $\widehat{\text{EMPLOI}}$ appartienne à $\{0,1\}$) produisent des résultats très semblables. Egalement comme en Lorraine, les résultats issus de l'équation structurelle sont quasi identiques à ceux de la régression indépendante.

LUXEMBOURG	Valeur des coefficients de régression OLS		N = 825
Variable dépendante: PFAMNORM (9501)	Version non simultanée	Version simultanée	Valeurs moyennes des variables
CONSTANTE	- 2338	- 2453	1
ISOLEE	1855	1874	0,085
EFCHARGE	5047	5098	1,781
EFDEUX	649	643	3,99
QUOTNORM	8,45 (n.s.)	-	11,57
$\widehat{\text{QUOTNORM}}$	-	13,5 (n.s.)	10,85
R^2	73,8	73,8	-

Concernant l'équation structurelle de l'Emploi des mères luxembourgeoises sous la spécification lorraine, nous n'en commenterons pas la version n°23 (donnée en annexe), car la procédure logistique n'a pas convergé. A l'aide d'une régression M.C.O. avec spécification forcée, et suivant différents contrôles des valeurs estimées négatives de la variable $\widehat{\text{PFETLOGT}}$, (contrôles qui donnent des résultats très proches les uns des autres), nous avons effectué la réplique exacte de l'équation (10bis) de la Lorraine. Sur l'échantillon luxembourgeois, le coefficient du nombre d'enfants à charge n'est pas significatif et le pouvoir explicatif de l'équation est faible (5%, contre 18% en Lorraine) ; la non intégration, dans cette spécification, de certaines variables explicatives (NATIONAL et ISOLEE) décelées dans l'équation effectuée indépendante et selon la spécification propre au Luxembourg explique en partie ces faiblesses statistiques.

Variable dépendante	LORRAINE (N=452)			LUXEMBOURG (N=825)		
	Valeurs des coefficients de régression (O.L.S.)		Valeurs moyennes des variables	Valeurs des coefficients de régression (O.L.S.)		Valeurs moyennes des variables
	version non simultanée	version simultanée		version non simultanée	version simultanée	
EMPLOI			0,396			0,285
CONSTANTE	- 1,1434	- 1,1392	1	- 0,2924 (n.s.)	- 0,2929 (n.s.)	1
AGE	0,0938	0,0933	37,52	0,0432	0,0432	38,32
AGEDEUX	- 0,0011	- 0,0011	1480	- 0,0006	- 0,0006	1539
EFCHARGE	- 0,1055	- 0,1062	2,36	- 0,0213 (n.s.)	- 0,0213 (n.s.)	1,781
PARENT	0,3495	0,3470	0,029	0,1283	0,1281	0,081
EDUCATIO	0,2497	0,2464	0,4	0,0580	0,0578	0,475
HORSG000	- 0,007	-	13,62	- 0,0077	-	16,66
$\widehat{\text{HORSG000}}$	-	- 0,0062	13,65	-	- 0,0077	16,66
R ²	18,3	18,1	-	5	5	-

Sur la base de ces résultats d'équations simultanées, le calcul de l'élasticité au point moyen, dans les deux régions, de l'emploi vis-à-vis des revenus du ménage hors gain du travail de la femme (que l'on peut assimiler aux prestations familiales) montre que les femmes luxembourgeoises ayant des enfants à charge seraient deux fois plus sensibles (en termes de probabilité d'emploi) aux prestations familiales que les Lorraines : l'élasticité luxembourgeoise est égale à -0,450 contre -0,214 en Lorraine. La taille de ces élasticités et la nette différence qu'elles exhibent n'est pas, en soi, un résultat négligeable, nous semble-t-il.

Cette forte élasticité au Luxembourg peut se comprendre : elle signifierait que, dès lors que le conjoint apporte peu de revenu, la mère, compte tenu du niveau et du style de vie dans ce pays, est obligée de travailler, alors qu'à l'inverse en présence d'un conjoint apporteur d'un niveau de vie convenable, il est exclu que la mère cherche à travailler.

Notre modèle final d'équations simultanées final montre donc un effet statistiquement significatif, de signe attendu mais d'ampleur modérée (plus d'ailleurs en Lorraine qu'au Luxembourg) ; on peut interpréter cet effet comme étant une mesure de l'influence des prestations familiales sur le comportement d'activité des mères ayant des enfants en charge ; il convient cependant de rappeler que la mesure en question est une approximation assez indirecte, entachée de limites et de choix techniques sans doute critiquables (bien qu'étant, à notre sens, les plus adaptés compte tenu des contraintes rencontrées).

En effet, dans ce modèle :

1. L'équation d'Isolement a été abandonnée pour cause de non-convergence de la régression logistique, de la non-signification statistique de la variable d'activité (variable explicative endogène), de la faiblesse de la qualité globale de la régression par M.C.O. ($R^2 = 0,17$) et, enfin, du doute quant au sens de la causalité entre l'isolement et les prestations familiales : crainte que l'effet comportemental (influence des prestations familiales sur le choix de cohabitation), que nous voulions mettre en évidence, soit plutôt faible et dès lors absorbé par l'effet mécanique des barèmes des prestations familiales, qui joue en sens inverse (car l'isolement donne droit à des montants élevés de prestations familiales).
2. L'équation de Prestations Familiales a donc été préférée à l'équation d'Isolement, au prix, dans le modèle simultané, de la non explication séparée des effets directs et indirects des prestations familiales sur l'activité ; effets remplacés par un effet global contrôlé par l'état d'isolement. Cependant, dans le modèle final, ce contrôle par

l'isolement n'est pas explicite faute de signification statistique de ce paramètre dans l'équation structurelle d'Activité.

3. Les procédures logistiques adaptées aux régressions de variables dépendantes limitées sont, faute de convergence, remplacées par des procédure M.C.O. (que l'on sait être biaisées).

4. La qualité globale de la régression de l'équation d'Activité est faible ($R^2 = 0,18$).

5. La variable d'activité ne mesure pas l'offre de travail mais la participation à l'emploi. Si cette mesure simplifiée qui s'affranchit de la prise en compte du rationnement du marché du travail (en considérant les chômeuses comme inactives) semble être acceptable du point de vue de l'analyse de l'incidence des prestations familiales sur l'activité (car l'activité joue plutôt un rôle de sources de revenus que de dépense de temps), en revanche elle est critiquable vis-à-vis des hypothèses courantes de la théorie des comportements individuels de choix d'offre de travail.

6. Les variables explicatives endogènes du système (Prestations Familiales et Emploi) ne sont spécifiées qu'indirectement dans le membre de droite des équations de régression : en effet les prestations familiales estimées ne forment qu'une partie des revenus hors gain du travail de la mère, et l'emploi estimé de la mère ne conditionne que le salaire de celle-ci, et non la totalité du revenu pris en compte pour le calcul des prestations familiales soumises à conditions de ressources. Ainsi l'emploi de la mère est explicatif des prestations familiales parce qu'il contribue à la contrainte de condition de ressources des prestations familiales, et les prestations familiales influencent le choix d'activité de la mère non pas par leur nature de transfert social, mais par leur valeur monétaire au même titre que d'autres sources de revenus hors gains du travail de la femme (on fait donc l'hypothèse qu'un franc équivaut à un autre franc quelle qu'en soit l'origine).

7. L'approche est une approche en termes d'états ; cela pose d'une part, pour certains effets, le problème, déjà souligné, du sens incertain des causalités, et d'autre part la question de la pertinence de la démarche consistant à vouloir expliquer un état à un moment donné à l'aide de caractéristiques à ce même moment donné ; ce qui milite en faveur des collectes de données permettant des mesures de durées et/ou de changements.

8. Quant à l'introduction d'une variance plus importante pour les prestations familiales grâce à la comparaison internationale, elle est insatisfaisante puisque (parce que nous avons mal programmé l'occupation de la mémoire virtuelle au centre de calcul de Luxembourg) nous n'avons pu mener, dans les délais impartis, qu'une analyse comparative Lorraine/Luxembourg, alors que peut-être une analyse poolée aurait été plus riche (la faiblesse de la qualité des régressions sur les données des deux fichiers régionaux séparés permet cependant d'en douter).

Après cette énumération de limites et critiques, il convient également de noter que l'un des choix de procédures a permis de nuancer deux critiques avancées ci-dessus :

- en effet, en assimilant la variable explicative endogène "prestations familiales" à une variable plus composite (revenus du ménage hors gains d'activité de la mère), on réintroduit la variance qui fait défaut aux prestations familiales et ceci sans le recours aux données luxembourgeoises ;
- deuxièmement, la question du sens de la causalité est moins problématique lorsque l'on utilise la variable composite de revenu hors gains de la mère plutôt que la variable de prestations familiales, car dans le premier cas l'effet enregistré est, théoriquement, plus probablement un effet de comportement qu'un effet mécanique de droit. Dans la relation "Emploi-Prestations Familiales", l'effet comportemental (Prestations Familiales sur Emploi) est tenu et contrebalancé par un effet légal automatique (Emploi sur Prestations Familiales : via les barèmes assortis de conditions de ressources) qui est fort. Dans la relation "Emploi - Revenus hors gains de la mère", l'effet comportement subsiste (Revenus hors gains sur Emploi) et risque d'être plus net (exemple: influence de l'activité du conjoint), alors que l'effet inverse (Emploi sur Revenu hors gains) risque d'être moins significatif, puisque, d'une part, son aspect mécanique ne concerne qu'une partie de la variable (les prestations familiales incluses dans le revenu hors gains du travail de la mère) concernée par l'effet, et que, d'autre part, la seconde partie du revenu est peu dépendante de l'emploi de la mère (les revenus du travail du conjoint ou d'un autre membre du ménage, les revenus du capital, les revenus de remplacement (retraite, invalidité...) des autres personnes vivant avec la mère varieront sans doute peu si la mère modifie son comportement d'activité).

IV. Synthèse des résultats.

Le tableau synoptique ci-après dresse un parallèle entre les résultats obtenus à partir de deux sources différentes, concernant l'une 6134 mères allocataires du régime général en Meurthe-et-Moselle en juillet 1987, l'autre 452 ménages lorrains enquêtés fin 1985.

Il s'agit de comparer les versions ultimes de la régression concernant, dans les deux modèles d'équations simultanés, la variable d'activité marchande ; et cela afin de cerner à la fois le rôle des P.F. et celui des autres facteurs.

Pour ce faire, on n'a retenu ici que les variables dont les coefficients apparaissent comme statistiquement significatifs dans au moins un des deux modèles (ce qui exclut les variables non significatives dans les deux modèles mais ce qui inclut les variables qui, faute de données équivalentes dans l'autre source, n'ont été introduites que dans l'un des modèles).

D'entrée de jeu il faut souligner quatre divergences importantes entre ces deux équations d'activité :

- la variable dépendante n'est pas exactement la même car, pour la source C.A.F., on n'a pas distingué les chômeuses des autres femmes actives ; cette différence n'explique cependant pas, vraisemblablement, tout l'écart entre les valeurs moyennes (55,5 % pour le taux moyen d'activité, contre 39,6 % pour le pourcentage de mères occupant un emploi) ;
- la méthode utilisée est la régression : mais elle est de type logistique dans le cas du modèle C.A.F.-54 et de type linéaire classique dans le cas de l'E.S.E.M.L. (le modèle LOGIT correspondant n'ayant pas convergé) ;
- le statut de l'équation d'activité n'est pas le même au sein des deux modèles d'équations simultanées : dans le cas de la C.A.F.-54, l'équation d'activité marchande est appariée à une équation d'isolement, tandis que dans le cas de l'E.S.E.M.L. l'autre équation concerne les P.F. ; d'où l'absence de la variable "isolement" parmi les variables explicatives de ce second modèle (2) ;
- enfin la variable explicative relative aux P.F. n'apparaît pas dans le modèle C.A.F. 54, puisque cette source ne permettait pas de connaître les montants versés (mais seulement le versement de telle prestation).

C'est-à-dire que le parallèle dressé ici est surtout indicatif, compte tenu de ces quatre sources de divergences possibles, auxquelles s'ajoutent encore les différences dans la définition de certaines variables, faute de données totalement comparables dans les deux sources.

Dans ces conditions, les similitudes que l'on constate quant au signe des variables significatives dans les deux modèles sont particulièrement remarquables ; elles

(2) Si on introduit la variable isolement comme une variable exogène (et non pas, comme dans le modèle C.A.F.-54, en tant que variable déterminée par l'autre équation), elle présente un coefficient de régression statistiquement non significatif.

concernent l'âge de la mère (signe +) et le carré de celui-ci (signe -) ainsi que le nombre d'enfants à charge (signe -). Ce n'est qu'à propos de la présence d'un handicapé dans le ménage et à propos de la nationalité de la mère que les résultats apparaissent contradictoires ; encore s'agit-il de variables définies de façon différente pour les deux modèles.

Quant aux P.F., qui apparaissent (au sein de la variable "revenus du ménage hors gains d'activité de la mère") avec un signe nettement négatif dans l'équation du modèle E.S.E.M.L., on ne les retrouve certes pas dans le modèle C.A.F.-54 mais, dans ce modèle, les autres revenus hors gains d'activité de la mère exhibent eux-aussi un signe nettement négatif, ce qui constitue une solide présomption de cohérence entre les deux modèles.

Comparaison des résultats des équations simultanées
finales issus des données CAF-54 et ESEML

CAF-54	E.S.E.M.L.
<u>Echantillon</u> : allocataires de Meurthe-et-Moselle en juillet 1987 (Fichier administratif).	<u>Echantillon</u> : Ménages de Lorraine en novembre-décembre 1985 (Enquête INSEE).
<u>Effectif total</u> : 6134	<u>Effectif total</u> : 452
<u>Sujets</u> : Mères enceintes et/ou ayant un enfant (ou plus) à charge (au sens CNAF).	<u>Sujets</u> : Mères ayant un enfant (ou plus) à charge (enfant biologique, non marié, ayant perçu personnellement moins de 36 000 F de janvier 1985 à la date d'enquête).
Méthode de régression : LOGIT	Méthode de régression : M.C.O.
<u>Variable dépendante</u> : Participation à l'activité en juillet 1987, soit : 1 si la mère a et/ou cherche un emploi 0 sinon	<u>Variable dépendante</u> : Participation à l'emploi à la date de l'enquête, soit : 1 si la mère occupe un emploi 0 sinon
<u>Moyenne</u> : 0,555	<u>Moyenne</u> : 0,396
VARIABLES EXPLICATIVES SIGNIFICATIVES AU SEUIL de 10 % et SIGNES des COEFFICIENTS	
Constante (-) Age de la mère (+) Age de la mère au carré (-) Nombre d'enfants à charge (au sens CNAF) (-) Présence d'un handicapé (ou plus) dans le ménage <u>donnant droit</u> à AAH ou AES (-) Nombre d'enfants à charge, au carré (+) Présence d'enfant(s) à charge de 4 à 6 ans (-) Présence d'enfant(s) à charge de 7 à 11 ans (-)	Constante (-) Age de la mère (+) Age de la mère au carré (-) Nombre d'enfants à charge (au sens de l'étude, cf ci-dessus) (-) <u>Non significative</u> (présence d'une personne (ou plus) dans le ménage, <u>se déclarant</u> handicapée) <u>Non testée</u> <u>Non testée</u> <u>Non testée</u>

CAF-54	E.S.E.M.L.
<p>Nationalité de la mère, soit :</p> <p>1 si la mère est <u>hors CEE</u> (-) 0 sinon</p>	<p><u>Non significative</u> (1 si la mère est <u>étrangère</u> 0 si elle est française)</p>
<p>Montant total des revenus personnels de la mère perçus en <u>1986</u> (+)</p>	<p><u>Non testée</u> (N'existe pas avec le décalage de 6 mois, dans le fichier).</p>
<p><u>Non testée</u> (N'existe pas dans le fichier)</p>	<p>Niveau d'éducation de la mère, soit : 1 si la mère détient un diplôme supérieur au Certificat d'Etudes 0 sinon (+)</p>
<p><u>Non testée</u> (N'existe pas dans le fichier)</p>	<p>Cohabitation parentale de la mère, soit : 1 si la mère vit chez/avec ses (beaux-) parents 0 sinon (+)</p>
<p>Montant total des revenus personnels de la mère non tirés de son activité en <u>1986</u> (retraite, pension d'invalidité, revenu du capital, pension alimentaire, revenus divers) (-)</p>	<p><u>Non testée</u> (N'existe pas, avec le décalage de 6 mois, dans le fichier)</p>
<p><u>Non testée</u> (N'existe pas dans le fichier)</p>	<p><u>VARIABLE ENDOGENE ESTIMEE PAR L'AUTRE EQUATION REDUITE :</u> Montant total des revenus du ménage (dont PF) non tirés de l'activité de la mère en <u>1985</u> (-)</p>
<p><u>VARIABLE ENDOGENE ESTIMEE PAR L'AUTRE EQUATION REDUITE :</u> Probabilité de la mère d'être isolée (au sens : vivant sans conjoint) (+)</p>	<p><u>Non testée en valeur estimée</u> (et non significative en valeur observée)</p>

CHAPITRE III - L'impact simultané des transferts sociaux sur les décisions d'offre de travail et de vie en couple des bénéficiaires de l'A.P.I. : une approche en termes d'effet équivalent sur le niveau de vie.

Depuis des années aux Etats-Unis et, à un moindre degré, au Canada et en Grande-Bretagne, des chercheurs ont tenté de chiffrer l'effet des transferts sociaux soit sur l'offre de travail des femmes soit sur leurs décisions matrimoniales ; et une étude récente a tenté d'intégrer ces deux comportements dans un même modèle, mais en examinant davantage, à vrai dire, les choix de cohabitation que le choix entre isolement et vie en couple (R. HUTCHENS et alii, 1986).

Peu nombreux sont en revanche les travaux de ce type en France, et la petite taille des échantillons utilisés oblige à beaucoup de prudence vis-à-vis des résultats, qui montrent (comme aux Etats-Unis) l'existence d'effets statistiquement significatifs mais plutôt faibles des transferts sociaux sur les comportements individuels d'activité et de vie en couple.

Les récents travaux menés à HARVARD par M.J.BANE et D.T. ELLWOOD prennent le même problème sous un autre angle : ils identifient les différentes façons qu'ont les femmes bénéficiant de l'A.F.D.C., de gagner leur indépendance financière ("self-sufficiency") et d'échapper ainsi à l'assistance ; deux voies sont plus fréquemment empruntées que les autres : d'une part l'obtention de gains personnels grâce à une activité marchande, d'autre part le mariage.

L'originalité et l'intérêt de ces travaux tiennent à ce qu'ils modélisent simultanément les probabilités de sortie de l'A.F.D.C. par l'une et l'autre voie (modèles de hasard de type "competing risks").

Mais les résultats obtenus ne permettent pas vraiment de cerner directement l'impact des transferts sociaux sur l'attrait relatif de ces deux façons de mettre fin à la dépendance vis-à-vis de l'A.F.D.C..

C'est à cette question que nous nous proposons d'apporter ici un début de réponse, en nous fondant sur une méthodologie, originale à notre connaissance, permettant donc de mesurer en quoi les transferts sociaux modifient l'attrait relatif des deux principales voies par lesquelles les mères de famille bénéficiant de prestations familiales (dont certaines sont sous conditions de ressources) pourraient parvenir à l'indépendance financière vis-à-vis de ces transferts sociaux publics.

La méthode adoptée ici ne consiste pas à modéliser de façon classique les comportements individuels vis-à-vis de l'activité et du statut matrimonial (estimation de fonctions séparées ou de fonctions intégrées dans un système d'équations simultanées, puis

comparaison des coefficients de régression respectifs des variables représentant les transferts sociaux), mais à traduire, de façon synthétique, la façon dont les transferts sociaux modifient les termes dans lesquels se présente, pour les mères de famille le choix financier entre plusieurs modes de vie alternatifs : vivre isolée en restant au foyer, vivre isolée en travaillant (plus ou moins) à l'extérieur, vivre en couple en restant au foyer, vivre en couple en travaillant (plus ou moins) à l'extérieur.

Certes, en se fondant sur des cas types auxquels on applique les barèmes des diverses prestations, on est capable d'indiquer les conséquences, sur le niveau de vie, d'une hausse des gains personnels et/ou de périodes de (reprise d'une) vie en couple, en faisant varier ces deux éléments simultanément ou, au contraire, en maintenant l'autre facteur constant, et en tenant compte dans tous les cas des variations correspondantes des prestations familiales. On ne sait pas, en revanche, comment identifier l'effet spécifique des transferts en tenant compte de la substituabilité partielle qui existe entre ces deux sources de revenus que constituent, pour le ménage, l'activité marchande de la femme et celle de son éventuel conjoint.

Prenons un exemple : supposons que l'A.P.I. incite, *ceteris paribus*, à rester isolé(e) et désincite, *ceteris paribus*, à exercer une activité marchande. Dans ces conditions on pourrait essayer d'identifier séparément l'impact de l'A.P.I. sur les choix d'activité et d'isolement.

Mais cette séparabilité n'est plus possible si la clause *ceteris paribus* n'est pas respectée et, en particulier, si il y a interdépendance entre activité et vie en couple. Or c'est généralement le cas, puisque pour une mère, travailler à l'extérieur c'est disposer de plus de ressources, mais rompre son isolement c'est vraisemblablement bénéficier de ressources supplémentaires⁽¹⁾, apportées par l'activité du conjoint (et/ou par des revenus hors activité), et c'est donc aussi une façon de se procurer des ressources.

Cette substituabilité, qui n'est certes que partielle, entre activité marchande de la mère et vie en couple, conduit les mères concernées (du moins est-ce l'hypothèse que l'on fait ici) à réagir doublement aux incitations véhiculées par les conditions d'attribution des prestations familiales : à la fois directement et via la substituabilité entre ressources obtenues par activité ou vie en couple.

(1) En termes de niveaux de vie, le bilan est bien sûr moins favorable qu'en termes de revenus puisqu'il faut prendre en compte, par le biais d'unités de consommation supplémentaires, les dépenses occasionnées par la présence d'un conjoint. D'ailleurs, une analyse plus approfondie exigerait sans doute d'envisager l'hypothèse de différences objectives de coûts entre homme et femme et de différences dans l'appréciation subjective de la baisse du niveau de vie par l'un et l'autre conjoint (certaines femmes estimant ne disposer, quand elles vivent en couple, que d'un faible pouvoir de décision d'affectation des ressources du ménage, y compris de leurs propres revenus d'activité, ce qui leur fait préférer, *ceteris paribus*, l'isolement, quitte à disposer d'un niveau de vie apparemment inférieur).

Ainsi, par exemple, l'A.P.I. peut être considérée comme ayant pour effet direct d'inciter à la séparation des couples désunis puisqu'elle amortit les conséquences financières de ce choix ; mais, ce faisant, l'A.P.I. rend plus nécessaire (du moins pour les femmes qui ne se contentent pas des ressources garanties, temporairement, par l'A.P.I.) une activité marchande extérieure. Et cet effet indirect, dû à la substituabilité, entre en conflit avec l'effet direct exercé en sens inverse (c'est-à-dire en défaveur de l'activité pendant l'A.P.I.) par la condition de ressources et le mécanisme différentiel de l'A.P.I.

Pour prendre en compte ce jeu complexe d'interactions (dont on se gardera bien de surestimer a priori l'importance quantitative mais qu'on ne peut a priori négliger) il nous a semblé nécessaire de préférer à la méthode des cas types une approche qui se fonde sur les résultats de ces interactions, tels qu'on les observe au sein de la population des mères ayant des enfants à charge.

I. La méthode proposée et ses limites.

On a donc imaginé la méthode suivante : à partir des niveaux de vie calculés pour chaque ménage comprenant une mère (de 18 à 54 ans) ayant au moins un enfant à charge⁽¹⁾, on a cherché à savoir quelles étaient les contributions respectives de la vie en couple et de l'activité marchande de la mère à ce niveau de vie du ménage.

La variable transferts sociaux est exclue de ces régressions multiples (qui incluent en revanche quelques variables de contrôle comme l'âge et le niveau de diplôme de la mère, et surtout le nombre d'enfants à charge) car on cherche seulement à apprécier les conséquences de cette variable latente sur les choix d'activité et de vie en couple.

Et, précisément, pour apprécier ces conséquences, on va comparer les situations observées avec une situation de référence, fictive et, il est vrai, construite de façon quelque peu artificielle : en défalquant les prestations familiales et de logement des revenus observés, on diminue fictivement le niveau de vie calculé et on crée ainsi une image assez grossière de ce qui se passerait en l'absence de transferts ; si cette image n'est qu'une première approximation, c'est bien sûr parce qu'elle n'intègre aucunement les réactions qu'auraient les individus si ces transferts leur étaient supprimés : sans doute chercheraient-ils alors davantage à travailler et/ou à vivre en couple, pour se prémunir en partie contre cette baisse de ressources. Aussi ne peut-on prétendre donner, par notre méthode, une mesure satisfaisante de l'action véritable des

(1) De façon plus précise, n'est considéré comme étant à charge que les enfants biologiques de la mère en question, qui vivent dans le ménage et qui sont soit encore scolarisés ou qui, ne l'étant plus, vivent sans conjoint et sans percevoir plus de 36 000F/an.

prestations sur les comportements individuels. Ce qu'on peut en tirer c'est plutôt une indication relative aux diverses façons dont un ménage peut se procurer un niveau de vie donné (c'est la variable dépendante du modèle), compte tenu d'abord des prestations existantes puis en leur absence.

On pourrait alors croire que la comparaison internationale, ici fort limitée puisque le parallèle n'est fait qu'avec le Luxembourg, permet d'éviter les difficultés que l'on vient de signaler ; en effet, au lieu d'avoir besoin de créer une situation de référence fictive (dont on a souligné le caractère artificiel et insuffisamment adapté à l'objet-même de l'étude), on pourrait se contenter de comparer deux situations observées réellement : si la contribution apportée au niveau de vie par l'activité marchande de la mère, pour prendre cet exemple, était trouvée moindre au Luxembourg qu'en Lorraine, ce serait en raison d'un système de prestations familiales compensant mieux, au Luxembourg, le coût d'opportunité subi par la mère qui renonce à un emploi pour s'occuper de sa famille. En fait, pour intéressante que serait une telle conclusion, on ne peut établir une telle inférence car la diversité des comportements d'activité Lorraine/Luxembourg peut être également dictée par d'autres paramètres, comme le différentiel des salaires masculins et féminins, les traditions culturelles concernant le rôle de la mère au foyer, etc.

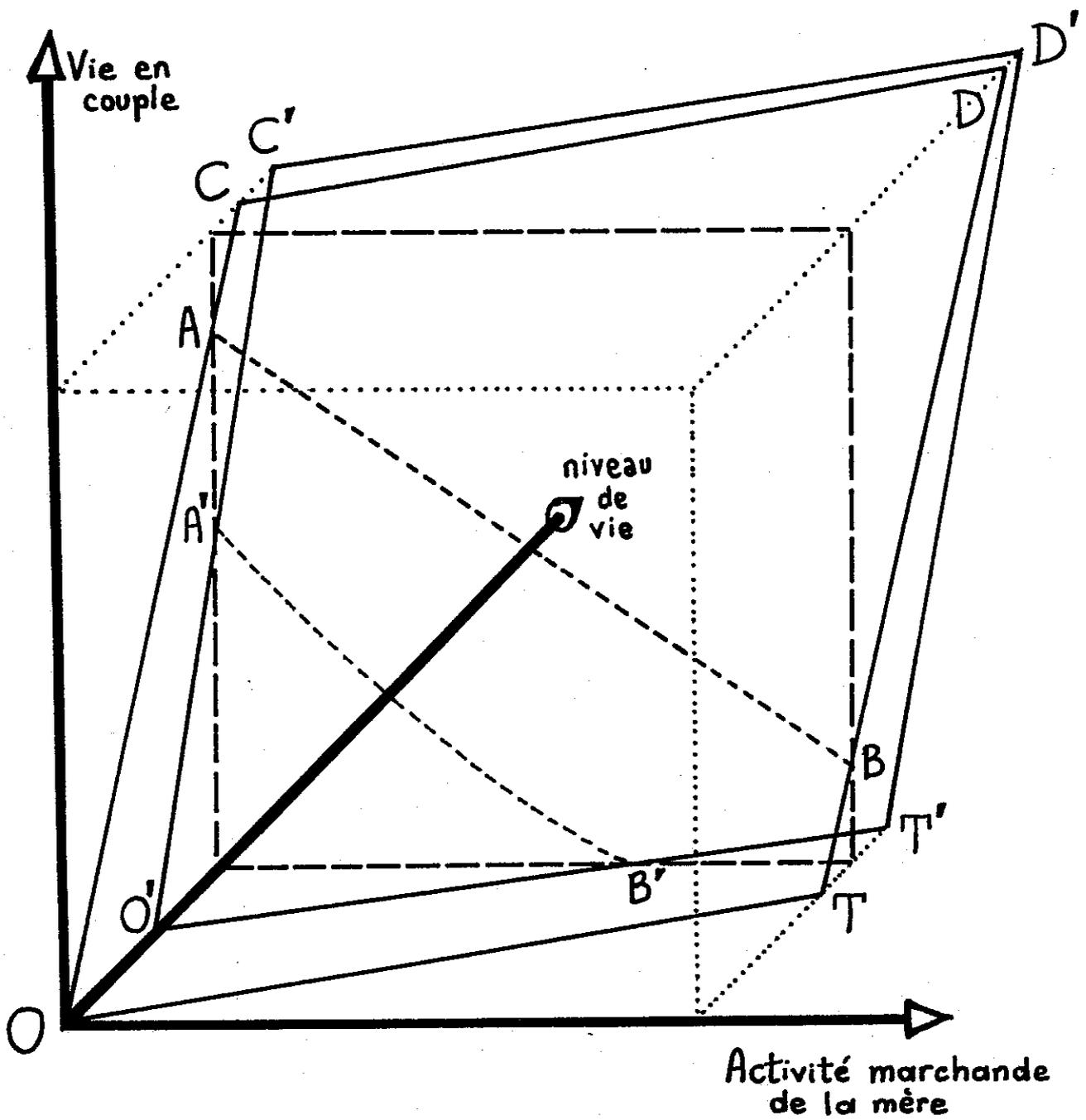
Somme toute, l'exercice auquel nous nous livrons ici ne peut avoir d'autre ambition que de compléter ce qu'on peut imaginer des effets des prestations familiales compte tenu de leurs barèmes et de leurs autres conditions d'attribution.

C'est en ayant donc bien présentes à l'esprit ces limites méthodologiques et d'interprétation que l'on peut aller plus avant dans l'exposé de la démarche que nous proposons.

Une présentation graphique permettra d'abord de préciser l'approche littéraire ci-dessus. Puis nous décrirons les variables utilisées et leurs caractéristiques pour les échantillons étudiés. Enfin nous présenterons et commenterons les résultats obtenus.

II. Représentation graphique de la méthode.

Le repère choisi a trois dimensions : dans le plan frontal sont représentés deux axes correspondant chacun à une source possible de revenus privés (et, indirectement, de revenus publics de transferts, dans le cas où les revenus primaires sont faibles) :



- l'activité marchande de la mère de famille (axe horizontal) peut être plus ou moins intense selon les cas, qu'il s'agisse du nombre de mois travaillés au cours de l'année (ou, ce qui est équivalent, du pourcentage de mois travaillés : c'est notre variable MBOSSAN). ou de la durée hebdomadaire du travail ;
- la vie en couple (axe vertical) peut concerner tout ou partie de la période (annuelle) étudiée, et apporter des ressources correspondantes.

Quant au troisième axe, orthogonal aux deux autres et dirigé vers l'arrière, il représente le niveau de vie, calculé en divisant les ressources totales du ménage par le nombre d'unités de consommation (l'échelle d'équivalence utilisée étant celle de l'I.N.S.E.E.).

On commence par situer quatre points correspondant chacun à une situation polaire, et cela dans l'hypothèse de l'absence de prestations familiales :

- . en O, la mère vit seule avec ses enfants et reste au foyer ; ses revenus et son niveau de vie sont théoriquement nuls (sauf revenus personnels primaires hors activité) ;
- . en T, la mère isolée travaille, ce qui lui procure un revenu d'activité, que l'on prend pour norme monétaire. Son niveau de vie, exprimé selon cette norme est donc égal à $1/(1 + 0,5 E)$ si E est le nombre de ses enfants à charge ;
- . en C, la mère est au foyer mais elle a un conjoint, dont les ressources, calculées selon la norme, valent C. Le niveau de vie du ménage est alors égal à $C/(1,7 + 0,5 E)$;
- . en D, les deux conjoints travaillent. Le niveau de vie du ménage s'établit à : $(1 + C)/(1,7 + 0,5 E)$.

En joignant ces quatre points extrêmes on obtient les contours de ce qui n'a que peu de chances d'être un véritable plan mais qui n'en est peut-être guère différent si les côtés, deux à deux situés dans des plans parallèles, sont eux-mêmes rigoureusement parallèles.

Si on recommence la même opération en tenant compte cette fois des prestations familiales, on obtient un autre contour :

- de O on passe à O' grâce notamment aux prestations d'isolement ;
- de T on passe à T' grâce notamment à la combinaison des prestations comme l'A.S.F. et au supplément de ressources que peut apporter le recouvrement public des pensions alimentaires (d'où $TT' < OO'$) ;
- de C on passe à C' grâce aux prestations familiales non liées à l'isolement (avec, vraisemblablement, $CC' < TT'$)
- de D on passe à D', avec $DD' < CC'$ en raison du jeu des conditions de ressources.

Ce qui nous intéresse ici ce sont en fait les intersections de ces deux surfaces, sans doute non planes, (contours OTCD et O'T'C'D', avant et après transferts) avec des plans verticaux parallèles au plan frontal (permettant donc de raisonner à niveau de vie donné).

D'abord, en soi, la pente de la trace (AB, A'B') de chaque intersection ⁽¹⁾ est intéressante puisqu'il s'agit d'une courbe d'indifférence, en quelque sorte, indiquant quelles combinaisons d'activité de la mère et de son éventuel conjoint permettent d'obtenir le même niveau de vie ; et cela d'une part hors transferts, d'autre part compte tenu des prestations familiales, qui ont en l'occurrence un rôle amortisseur des baisses de ressources liées à l'isolement ou à l'inactivité.

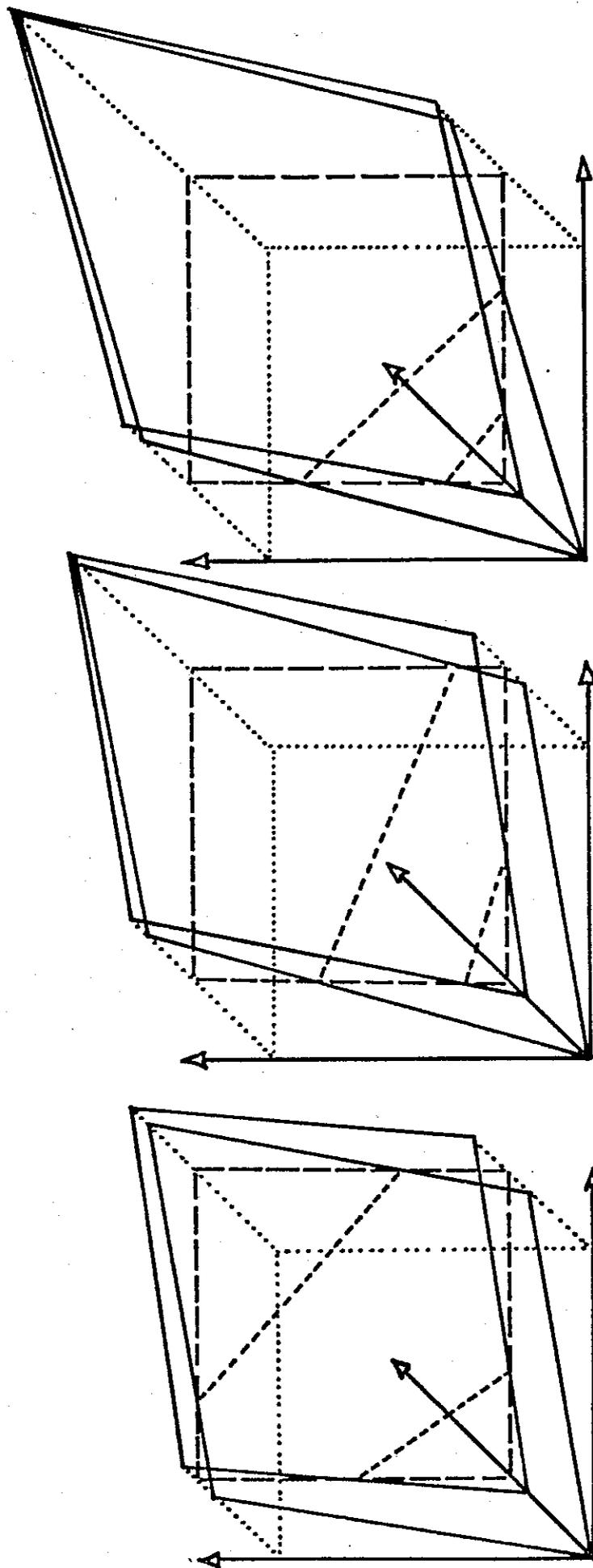
On peut ainsi mesurer la rentabilité relative de chacune des deux sources de niveau de vie étudiées.

Ensuite, on peut comparer les traces avant et après transferts et apprécier de cette manière les effets des transferts sur la rentabilité absolue de chacune des deux sources de niveaux de vie étudiées, ainsi que sur leur rentabilité l'une part rapport à l'autre.

Du moins ce schéma s'applique-t-il facilement si on suppose que l'introduction des transferts ne modifie pas les comportements individuels d'activité et d'isolement ; car, si tel n'est pas le cas, on ne peut se contenter de tracer la forme O'T'D'C' en prolongeant simplement T d'une distance TT' égale aux prestations dues dans ce cas, D d'une distance DD', etc. : les points T, D et C se déplacent sans doute eux-mêmes aussi.

En choisissant de ne pas travailler sur des cas-types mais sur les situations réellement observées, nous intégrons (mais de façon aveugle c'est-à-dire sans pouvoir en préciser l'importance) ces comportements individuels d'activité et de vie en couple.

(1) La concavité ou la convexité de cette trace est fonction du type de torsion exercé sur le contour en question. Dans le cas de figure choisi, la trace est linéaire pour OTDC et légèrement concave pour OTDC et légèrement concave pour O'T'D'C' en raison du parallélisme de OC et TD et de l'inclinaison plus accentuée de T'D' par rapport à O'C'.



salaire mère = SMic
 salaire conjoint = SMic

salaire mère = SMic
 salaire conjoint = 2 SMic

salaire mère = 2SMic
 salaire conjoint = 2 SMic

3 VARIANTES DU GRAPHIQUE PRÉCÉDENT.

Quoi qu'il en soit, il est souhaitable de différencier les cas dans lesquels on peut s'attendre a priori à des comportements distincts pour telle ou telle catégorie de mères; c'est pourquoi nous avons introduit plusieurs variables de contrôle. Nous donnons, à titre d'illustration des effets de ce type de variables, trois variantes de notre représentation graphique centrale, correspondant à plusieurs hypothèses alternatives concernant le niveau des salaires reçus (un S.M.I.C. ou deux S.M.I.C. par mois). Il ne s'agit que d'illustrations approximatives et pas du tout de tracés résultant de calculs précis. Leur seul intérêt est de montrer la variabilité des traces en fonction de variables exogènes comme le niveau de diplôme ou l'âge de la femme. On pourrait faire de même en dessinant un schéma pour chaque nombre d'enfants à charge, ce qui ferait varier à la fois O'T'D'C' (en raison de la différenciation des prestations familiales selon le rang de l'enfant) et OTDC (en raison, par exemple, de la difficile compatibilité entre la responsabilité d'une famille nombreuse et un emploi à plein temps bien rémunéré).

III. Les variables utilisées.

Les variables utilisées sont les suivantes, pour la Lorraine comme pour le Luxembourg :

- COUPLE : 1 si la mère vit en couple (sinon : 0)
- MBOSSAN : Part de l'année travaillée par la mère (en mois). Pour la Lorraine, la période d'observation s'étend de janvier 1985 à novembre 1985. Pour le Luxembourg elle s'étend de janvier à avril.
- RUC00 : Revenu total annuel du ménage par unité de consommation (en 10000 F)
N.B.: pour le Luxembourg nous utilisons un taux de change tel que 1FF = 6FB
- RUCSPL00 : Revenu annuel total hors prestations familiales et de logement du ménage par unité de consommation (en 10000 FF)
- CLAGE : Classes d'âge de la mère
0 : 16-24 ans (CLAGE1 : 1)
1 : 25-34 ans (CLAGE2 : 1)
2 : 35-44 ans (CLAGE3 : 1)
3 : 45-54 ans (CLAGE4 : 1)
- CLADIP : Classes de diplômes de la mère
0 : sans diplôme ou diplômes d'enseignement général au plus égal au BEPC (CLADIP1 = 1)
1 : C.A.P.-B.E.P. ou autres diplômes professionnels équivalents (CLADIP2 = 1)
2 : baccalauréat ou équivalent (CLADIP3 = 1)
3 : diplômes de l'enseignement supérieur (CLADIP4 = 1)
- CLAENF : Nombre d'enfants à charge de la mère (en classes)
1 : 1 enfant (CLAENF1 = 1)
2 : 2 enfants (CLAENF2 = 1)
3 : 3 enfants (CLAENF3 = 1)
4 : 4 enfants ou plus (CLAENF4 = 1)
- RUCSPFOO : Revenu annuel total hors prestations familiales du ménage par unité de consommation (en 10000FF)

Le tableau suivant indique leurs valeurs moyennes et leurs écarts-types dans le cas de la Lorraine (globalement et pour des sous-populations définies par le nombre d'enfants à charge) ; le second tableau (page suivante) indique les coefficients de corrélation linéaire des variables deux à deux.

LORRAINE		Nombre d'enfants à charge (CLAENF)				Ensemble
		1	2	3	4 ou plus	
EFFECTIFS		128	154	105	68	455
M O Y E N N E S	COUPLE	0,9063	0,974	0,9524	0,9104	0,941
	M BOSSAN	0,5304	0,4103	0,2052	0,2117	0,367
	RUC00	6,3852	5,8834	4,6555	3,3831	5,3675
	RUCSPF00	6,2671	5,5850	4,0236	2,5048	4,9562
	RUCSPL00	6,1968	5,5353	3,9320	2,3494	4,8743
E C A R T S - T Y P E S	COUPLE	0,2926	0,1596	0,2140	0,2877	0,237
	M BOSSAN	0,4844	0,4765	0,3922	0,4014	0,468
	RUC00	3,0261	3,2185	2,2701	1,4376	2,9373
	RUCSPF00	3,1092	3,2456	2,3311	1,4898	3,0897
	RUCSPL00	3,1796	3,2788	2,3876	1,5424	3,130

LUXEMBOURG	COUPLE	MBOSSAN	RUC00	RUCSPL00	CLAENF	CLAGE	CLADIP	CLAENF2	CLAENF3	CLAENF4
LORRAINE										
COUPLE	1	-0,171	-0,001	-0,018	-0,01			-0,006	-0,014	-0,033
M BOSSAN	-0,041	1	-0,223	-0,223	-0,048			-0,022	-0,23	-0,24
RUC00	0,155	0,431	1	?	-0,171			-0,064	-0,56	-0,121
RUCSPL00	0,184	0,450	?	1	-0,228			-0,074	-0,091	-0,153
CLAENF	0,015	-0,271	-0,343	-0,416	1			?	?	?
CLAGE	0,074	0,048	0,14	0,171	0,061	1		?	?	?
CLADIP	0,042	0,269	0,406	0,392	-0,087	-0,117	1	?	?	?
CLAENF2	0,101	0,066	0,123	0,146	?	?	?	1	-0,288	-0,168
CLAENF3	0,087	-0,19	-0,136	-0,167	?	?	?	-0,393	1	-0,091
CLAENF4	-0,053	-0,139	-0,277	-0,332	?	?	?	-0,298	-0,228	1

Le tableau suivant reprend les mêmes indications dans le cas du Luxembourg ; comparé au tableau précédent il permet de noter, avant tout calcul économétrique, de nettes différences, par exemple quant au rôle négligeable de la variable COUPLE au Luxembourg et quant au rôle nettement plus important de MBOSSAN en Lorraine (par rapport au Luxembourg).

LUXEMBOURG		Nombre d'enfants à charge (CLAENF)				
		1	2	3	4 ou plus	Ensemble
EFFECTIFS		388	288	112	42	830
M O Y E N N E S	COUPLE	0,9124	0,9097	0,9018	0,9524	0,912
	M BOSSAN	0,308	0,2717	0,2589	0,2381	0,285
	RUC00	6,4321	5,7189	5,5676	4,4722	5,969
	RUCSPL00	6,2732	5,3666	4,9964	3,3578	5,659
E C A R T S - T Y P E S	COUPLE	0,2831	0,2871	0,2989	0,2155	0,283
	M BOSSAN	0,4616	0,449	0,44	0,4311	0,451
	RUC00	2,5099	2,2565	4,8087	1,3115	2,853
	RUCSPL00	2,4975	2,2438	4,8048	1,3398	2,878

IV. Les résultats.

A. Cas lorrain.

1) Commentaire des coefficients de régression.

a) Les coefficients de régression des variables COUPLE⁽¹⁾ et MBOSSAN indiquent l'effet respectif de chacune de ces sources possibles de revenu sur le niveau de vie des ménages étudiés ; et cela compte tenu de l'influence d'autres paramètres que sont le niveau de diplôme et l'âge de la mère, et surtout le nombre d'enfants à charge⁽²⁾.

Le résultat le plus frappant est la grande similitude de ces deux coefficients de régression : ainsi, dans le modèle LOR1 qui se fonde sur les niveaux de vie observés (incluant donc tous les transferts sociaux), le coefficient de la variable COUPLE est-il égal à 1,778 et celui de la variable MBOSSAN vaut-il 1,708 (tous les deux étant significatifs au seuil d'un pour dix mille). C'est dire que, lorsqu'on contrôle l'âge et le niveau de diplôme de la mère et son nombre d'enfants à charge, il y a, en moyenne, équivalence, du point de vue du niveau de vie, entre travailler tout en étant isolée (compte tenu des prestations, qui, on va le voir, jouent précisément un important rôle de compensation) ou rester au foyer en vivant en couple.

Bien sûr ce résultat est tributaire de certaines conventions de calcul, qu'il importe de rappeler aussitôt : d'une part, le calcul du revenu n'intègre pas les prestations fiscales, dont on sait pourtant le rôle pour les ménages dont les revenus excèdent les plafonds de ressources des prestations familiales et de logement ; d'autre part, aucune déduction n'est opérée pour tenir compte des coûts de garde éventuels associés à l'activité professionnelle de la mère ; enfin le calcul du nombre d'unités de consommation est mené selon un barème unique, non différencié par conséquent selon que la famille est monoparentale ou biparentale.

(1) L'information disponible concernant le statut matrimonial ne permettrait pas de calculer le pourcentage du temps (sur l'année 1985) passé par chaque femme dans chaque statut ; on a donc dû se contenter d'une variable binaire COUPLE prenant la valeur 1 si la mère vit en couple à la fin de l'année 1985, au moment de l'enquête. Il en résulte que la représentation graphique correspond non à un plan véritable dans l'espace à trois dimensions mais plutôt à un ensemble de bi-points ; quant à l'interprétation des coefficients de régression, elle ne peut plus être faite à la marge comme ce serait le cas avec les variables continues.

(2) Pour autant il serait hasardeux de prétendre qu'on raisonne véritablement ceteris paribus. En effet, les trois variables que l'on contrôle ici (le diplôme et l'âge de la mère, le nombre d'enfants à charge) sont loin d'épuiser les sources de variation dans les niveaux de vie individuels ; on songe par exemple à l'expérience du travail de la femme, ou à la présence, dans le ménage, en dehors de la mère et de son éventuel conjoint, d'autres personnes occupant un emploi ; ces actifs sont seulement pris en compte par leur apport aux revenus du ménage et par des U.C. supplémentaires.

RÉGRESSIONS MCO		NIVEAU DE VIE (= REVENU / UC) AVEC TRANSFERTS SOCIAUX CAP (= PF + LOGEMENT)				
15h femmes de 16 à 54 ans, avec au moins un enfant (biologique) de la mère, qui est à charge dans le ménage (= scolarisé ou non scolarisé mais sans conjoint et percevant < 36000 F/an)		modèles alternatifs				
\bar{x}	σ	Variables binaires	MONÈLE LOR 1 Coefficients de régression	Effet des transferts CAP LOR1/LOR5	Effets des transferts Famille LOR1/LOR3	Effets des transferts Famille LOR2/LOR4
0,941	0,237	(B) COUPLE	α^{**} = 1,770***	α^{**} = 0,770	α^{**} = 0,794	α^{**} = 0,829
0,367	0,468	MROSSAN	β^{**} = 1,700***	β^{**} = 0,923	β^{**} = 0,934	β^{**} = 0,955
0,515	0,870	CLADIP	1,081***	-	-	-
1,778	0,877	CLAGE	0,568***	-	-	-
2,244	1,023	CLAENP	- 0,726***	-	-	-
0,339	0,474	(B) CLAENP2	- 0,359 n.s.	-	-	-
0,231	0,422	(B) CLAENP3	- 1,060**	-	-	-
0,148	0,355	(B) CLAENP4	- 2,211***	-	-	-
		(B) constante	3,140***	-	-	-
		R ² ajusté	0,375			
		F	***			
		écart-type	2,316			
		α / β	1,041			

LEGENDE
 * < 5 %
 ** < 1 %
 *** < 1 %

CLAGE = 0 si âge de la femme < 25 ans
 CLAGE = 1 si 25 ≤ âge de la femme < 35 ans
 CLAGE = 2 si 35 ≤ âge de la femme < 45 ans
 CLAGE = 3 si 45 ≤ âge de la femme

CLAENF = nombre d'enfants
 CLAENF2 = variable binaire = 1 s'il y a 2 enfants
 = 0 sinon
 CLAENF3 = variable binaire = 1 s'il y a 3 enfants
 = 0 sinon
 CLAENF4 = variable binaire = 1 s'il y a 4 enfants
 ou plus
 = 0 sinon
 variable par défaut CLAENF1 = 1

COUPLE = 1 si la femme vit en couple, 0 sinon

MROSSAN = part de l'année pendant laquelle la femme a occupé un emploi

CLADIP = 0 si V622 = 0, 1 ou 2 : sans diplôme ou au plus le BEPC
 CLADIP = 1 si V622 = 11, 12, 13, 14, 18, ou 99 : détient un diplôme professionnel (BAC

CLADIF = 2 si V622 = 3, 5 ou 15 : détient un BAC ou équivalent
 CLADIF = 3 si V622 = 4, 16 et 17 : détient un diplôme d'enseignement supérieur

α, β : se rapportent aux modèles LOR5 et LOR6 (= sans transferts sociaux CAP)
 α', β' : se rapportent aux modèles LOR3 et LOR4 (= sans transferts sociaux Famille)
 α'', β'' : se rapportent aux modèles LOR1 et LOR2 (= avec transferts sociaux CAP)

RÉGRESSIONS MCO		NIVEAU DE VIE (= REVENU / UC) SANS TRANSFERTS SOCIAUX FAMILLE (mais TRANSFERTS LOGEMENT inclus)			NIVEAU DE VIE (= REVENU / UC) SANS TRANSFERTS SOCIAUX CAP RUCSPLOO ($\bar{x} = 4,897$; $\sigma = 3,130$) (x 10 000 FF) modèles alternatifs	
494 femmes de 18 à 54 ans, avec au moins un enfant (biologique) de la mère, qui est à charge dans le ménage (= scolarisé ou non scolarisé mais sans conjoint et percevant < 36000 F/an)		RUCSPFOO ($\bar{x} = 4,967$; $\sigma = 3,084$) (x 10 000 FF) modèles alternatifs			modèles alternatifs	
\bar{x}	σ	MODELE LOR3 Coefficients de régression	Effet des transferts LOGEMENT LOR3/LOR5	MODELE LOR4 Coefficients de régression	Effet des transferts LOGEMENT LOR4/LOR6	MODELE LOR5
	variables binaires					
0,941	0,237	$\alpha' = 2,184^{***}$	0,955	$\alpha' = 2,483^{***}$	0,958	$\alpha = 2,286^{***}$
0,367	0,468	$\beta' = 1,810^{***}$	0,978	$\beta' = 2,462^{***}$	0,979	$\beta = 1,850^{***}$
0,515	0,878	1,075***		-		1,089***
1,778	0,877	0,682***		-		0,716***
2,244	1,023	- 0,984***		-		- 1,007***
0,339	0,474			- 0,554 n.s.		- 0,552 n.s.
0,231	0,422			- 1,557***		- 1,574***
0,148	0,355			- 2,950***		- 3,020***
	...			2,710***		2,493***
		2,691***				
	R^2	0,433***		0,329***		0,441***
	F	2,322		2,527		2,340
	écart-type					
	α / β	1,207		1,009		1,236
						0,335***
						2,552
						1,031

LEGENDE

* < 5 %
** < 1 %
*** < 1 %.

CLAGE = 0 si âge de la femme < 25 ans
 CLAGE = 1 si 25 ≤ âge de la femme < 35 ans
 CLAGE = 2 si 35 ≤ âge de la femme < 45 ans
 CLAGE = 3 si 45 ≤ âge de la femme

CLAEF = nombre d'enfants
 CLAEF1 = variable binaire = 1 s'il y a 2 enfants
 = 0 sinon
 CLAEF2 = variable binaire = 1 s'il y a 3 enfants
 = 0 sinon
 CLAEF3 = variable binaire = 1 s'il y a 4 enfants
 ou plus
 = 0 sinon
 CLAEF4 = variable par défaut CLAEF1 = 1

COUPLE = 1 si la femme vit en couple, 0 sinon

MROSSAN = part de l'année pendant laquelle la femme a occupé un emploi
 CLADIF = 0 si V622 = 0, 1 ou 2 : sans diplôme ou au plus le BEPC
 CLADIF = 1 si V622 = 11, 12, 13, 14, 18, ou 99 : détient un diplôme professionnel < BAC
 CLADIF = 2 si V622 = 3, 5 ou 15 : détient un BAC ou équivalent
 CLADIF = 3 si V622 = 4, 16 et 17 : détient un diplôme d'enseignement supérieur

α, β : se rapportent aux modèles LOR5 et LOR6 (= sans transferts sociaux CAP)
 α', β' : se rapportent aux modèles LOR3 et LOR4 (= sans transferts sociaux Famille)
 α'', β'' : se rapportent aux modèles LOR1 et LOR2 (= avec transferts sociaux CAP)

b) Quand aux coefficients de régression des trois variables de contrôle, ils sont eux aussi parfaitement significatifs et ils ont le signe attendu :

- plus le diplôme de la femme est élevé, plus le niveau de vie de son ménage est élevé (l'effet pouvant être direct si la mère exerce une activité marchande, ou indirect, via l'endogamie, si elle reste au foyer) ;
- plus l'âge de la mère est élevé⁽¹⁾ (jusqu'à 54 ans au maximum), plus le niveau de vie du ménage croît, ce qui n'est pas surprenant puisque la position dans le cycle de vie, du moins avant l'âge de la retraite, est connue comme étant liée au niveau de vie ;
- plus grand est le nombre d'enfants à charge, plus faible est le niveau de vie ; cet effet est ici partiellement construit puisque la plupart des enfants à charge n'apportent aucun revenu au ménage alors que tous comptent (au dénominateur du calcul du niveau de vie) pour 0,5 U.C..

2) Commentaire des effets des transferts sur l'impact de COUPLE et MBOSSAN sur le niveau de vie.

Pour apprécier ces effets on a donc calculé, par simple annulation fictive des revenus de transferts, une situation de référence.

En fait tout l'exercice est dédoublé, dans le cas lorrain, pour tenir compte de l'existence de deux catégories distinctes de transferts sociaux versés par les C.A.F. : les prestations familiales d'abord (auxquelles on a rattaché l'A.E.S. et l'A.A.H. bien que ces prestations relèvent plus d'un risque "handicap" que du risque "famille" stricto sensu) et, ensuite, les prestations logement (A.L. et A.P.L.).

On a donc calculé trois niveaux de vie distincts :

- A : niveau de vie observé, incluant tous les transferts C.A.F. (famille + logement).
- B : niveau de vie fictif, n'incluant pas les prestations familiales.
- C : niveau de vie fictif, n'incluant ni les transferts logement ni les prestations familiales.

Ainsi :

- en comparant A à B (par le ratio des coefficients de régression correspondants) on peut apprécier l'effet des prestations familiales ;
- en comparant B à C (par le ratio des coefficients de régression correspondants) on peut apprécier l'effet des prestations logement ;

(1) Il s'agit ici, rappelons-le, d'un âge par tranche, et non de l'âge détaillé observé.

- et, en comparant A à C (par le ratio des coefficients de régression correspondants) on peut apprécier l'effet conjugué des prestations familiales et de logement (qui est, par construction, égal au produit des deux ratios précédents).

L'appréciation des effets en question s'opère alors par comparaison des coefficients de régression (entre les versions A, B et C) pour COUPLE d'une part et pour MBOSSAN d'autre part. Ainsi un rapport égal à 0,778⁽¹⁾ indique-t-il (pour COUPLE et en comparant A à C) que l'impact de la vie en couple sur le niveau de vie est atténué d'environ un quart (=1-0,778) par l'effet conjugué des prestations familiales et de logement. Et si on sépare ces deux types de transferts, on note que l'effet des prestations de logement est faible (coefficient 0,955) et en tout cas très nettement plus faible que celui des prestations familiales (coefficient 0,814).

Le même procédé appliqué à la variable MBOSSAN montre que l'impact de l'activité marchande de la mère, sur le niveau de vie de son ménage, est très peu atténué (0,978) par les prestations logement, mais sensiblement plus par les prestations familiales (0,923).

Ceci dit, en comparant les impacts exercés par la vie en couple et l'activité marchande de la mère, on note que les transferts versés par les C.A.F. modifient beaucoup plus l'effet de la vie en couple que l'effet (sur le niveau de vie) de l'activité (0,778 contre 0,923).

Et on trouve là une explication possible du résultat noté ci-dessus, concernant la grande similitude des coefficients de régression de COUPLE et MBOSSAN dans la régression sur les niveaux de vie observés :

- au départ c'est-à-dire avant transferts⁽²⁾, l'intérêt économique de la vie en couple est sensiblement plus élevé que celui de l'activité marchande (coefficients de régression respectivement égaux à 2,286 et à 1,850, parfaitement significatifs, soit un rapport égal à 1,236) ;
- après prestations de logement, l'intérêt relatif de ces deux sources de revenus est un tout petit peu moins favorable à la vie avec un conjoint (coefficients s'établissant respectivement à 2,184 contre 1,810 ; ce qui donne un rapport égal à 1,207) ;
- si on ajoute l'effet des prestations familiales, il y a quasi-parité entre l'apport au niveau de vie que réalisent la vie en couple et l'activité marchande de la femme.

Ce dernier constat peut être affiné si on lève l'hypothèse, faite jusqu'à présent et assez grossière, d'une relation linéaire entre le nombre d'enfants et le niveau de vie. Compte

(1)Ce rapport est construit en rapportant au coefficient de COUPLE dans la situation de référence C (à savoir 2,286) le coefficient de la même variable dans la situation observée (à savoir 1,778).

(2)En fait il s'agit d'une situation fictive, sans transition vers une situation (réelle) avec transferts. On devrait donc plutôt dire "hors transferts" que "avant transferts".

tenu de l'importance du paramètre "nombre d'enfants" pour la politique familiale, il a semblé utile en effet d'approfondir la connaissance de l'impact spécifique de cette variable.

3) L'affinement de l'analyse par une meilleure prise en compte du nombre d'enfants.

On peut procéder alors de deux manières :

- soit on introduit le nombre d'enfants par le biais de plusieurs variables binaires, et cela dans les équations étudiées ci-dessus (où ces variables binaires viennent remplacer la variable CLAENF) ;
- soit on teste l'effet de COUPLE et de MBOSSAN sur le niveau de vie en travaillant de façon séparée sur des sous-populations caractérisées par leur nombre d'enfants à charge.

Nous emprunterons successivement ces deux voies.

a) Lorsqu'on introduit des variables binaires caractérisant chacune une sous-population ayant un nombre différent d'enfants à charge (en omettant par exemple la catégorie "un enfant à charge"), on obtient, pour ces variables dichotomiques, des coefficients d'autant plus fortement négatifs que le nombre d'enfants augmente ; mais la progression n'est pas régulière puisque le coefficient afférent à la population ayant deux enfants n'est pas significativement différent de zéro, c'est-à-dire ne se différencie pas de celui caractérisant (implicitement) la population ayant un seul enfant à charge ; en revanche, les coefficients relatifs aux femmes ayant 3 enfants, ou quatre enfants et plus sont toujours très significatifs.

Mais ce qui nous intéresse ici au premier chef, c'est le devenir des coefficients de régression de COUPLE et de MBOSSAN lorsque l'on ne suppose plus une relation linéaire (et on vient de voir qu'elle ne l'est pas, exhibant plutôt une rupture, attendue, entre 2 et 3 enfants) entre le niveau de vie et le nombre d'enfants.

En l'occurrence, le coefficient de COUPLE, et surtout celui de MBOSSAN, se trouvent sensiblement renforcés (tout en restant extrêmement significatifs). Et parce que cette majoration différentielle joue davantage pour le coefficient au départ le plus faible (à savoir celui de MBOSSAN), on constate en définitive une baisse de l'écart de rentabilité entre les deux sources possibles de revenus primaires :

- hors transferts, la vie en couple ne présente plus qu'un avantage mineur (3%) sur l'activité de la femme, contre 24% dans le modèle simple ne prenant pas en compte le nombre d'enfants sous forme de variables binaires ;
- quand on intègre les prestations de logement, cet avantage s'efface pratiquement (1%), contre 21% dans le modèle simple ;

- et quand on y ajoute les prestations familiales, la situation s'inverse même (ratio égal à 0,875) en faveur de l'activité marchande de la femme, contre 1,041 dans le modèle simple.

Quant au rôle des transferts sur les contributions au niveau de vie qui sont celles de la vie en couple et de l'activité marchande, il se trouve peu modifié par cette prise en compte d'un impact non linéaire du nombre d'enfants sur le niveau de vie : il apparaît juste un petit peu atténué (ex : ratio égal à 0,794 et non plus à 0,778 pour le vie de couple, quand on rapporte le coefficient de régression de COUPLE après transferts C.A.F. au coefficient hors transferts).

b) Lorsqu'on étudie séparément chaque sous-population définie par le nombre d'enfants à charge, certaines variables deviennent moins significatives, en raison de la diminution de la taille de l'échantillon mais surtout parce qu'en raisonnant à nombre constant d'enfants à charge, on perd une source importante de variance. On peut néanmoins tirer les conclusions suivantes :

- en ce qui concerne la rentabilité différentielle de la vie en couple et de l'activité marchande de la femme, on observe⁽¹⁾ une forte différenciation entre les ménages ayant un seul enfant et les autres : pour les premiers, l'avantage est clairement du côté de l'activité (ratio égal à 0,793 sans transferts et à 0,717 avec transferts), tandis que, pour les ménages ayant plusieurs enfants, l'avantage est tout aussi clairement du côté de la vie en couple (ratios jamais inférieurs à 1,3) ;
- quant au rôle des transferts sur cette rentabilité relative, il varie peu selon le nombre d'enfants (on retrouve donc la conclusion précédente) ;
- ce qu'il est intéressant en revanche de noter c'est que les coefficients de régression de COUPLE et de MBOSSAN, auxquels la technique employée ici permet de prendre des valeurs distinctes, divergent effectivement, et cela de manière différente selon qu'il s'agit d'une variable ou de l'autre :
 - . le coefficient de régression de MBOSSAN décroit à mesure qu'augmente le nombre d'enfants, ce qui confirme l'idée d'une rentabilité dégressive du travail marchand féminin puisque la répercussion sur le niveau de vie est de plus en plus faible ; de même, en conformité avec ce que l'on sait par ailleurs, on observe un décrochage net quand on passe de deux à trois enfants, et ce décrochage est d'ampleur comparable avant et après transferts, ce qu'il serait tentant d'interpréter en disant que ce qui fait l'essentiel de la différence de niveau de vie ce ne sont pas les transferts mais la cessation (ou la diminution) d'activité marchande de la mère ; mais il nous semble qu'on doive plutôt interpréter le

(1) Ce phénomène ne pouvait être mis en lumière par le procédé, précédemment utilisé, d'introduction de variables binaires dans une régression unique, sauf à créer des variables croisées.

faible coefficient de régression avant transferts en termes de carrière féminine, car ce coefficient rend compte non pas du taux d'activité mais des différences de gains entre les mères qui travaillent et celles qui restent au foyer (ou ne travaillent qu'à temps partiel) ; si bien que la faiblesse dudit coefficient tient sans doute, dans le cas des mères de famille nombreuse, au fait que, parmi celles qui travaillent toute l'année, une partie le font à temps partiel et peut-être bien pour des salaires dont le taux horaire est plus faible que celui obtenu par des femmes dont la moindre fécondité leur permet de rendre davantage compatibles carrière professionnelle et responsabilités familiales ;

- enfin on peut remarquer que les familles pour lesquels l'effet des transferts C.A.F. (sur les coefficients de régression de COUPLE et de MBOSSAN) est le moindre sont celles ayant deux enfants à charge (ratios égaux à 0,883 pour les coefficients de COUPLE avant et après transferts C.A.F., et à 0,955 pour MBOSSAN) ; pour les ménages n'ayant qu'un enfant à charge, l'effet des transferts C.A.F. est un peu plus prononcé (ratios égaux, respectivement, à 0,849 et à 0,939), du fait des prestations de logement en ce qui concerne MBOSSAN et du fait des prestations familiales en ce qui concerne COUPLE.

Quant aux familles nombreuses, ce sont bien sûr elles pour lesquelles les transferts sociaux atténuent le plus l'impact de l'isolement ou de l'inactivité marchande.

En résumé on peut dire que, en ce qui concerne la Lorraine, les prestations de logement et les prestations familiales exercent des effets d'ampleur non négligeable sur les différences de niveaux de vie atteints par les ménages selon qu'il s'agit de familles mono/biparentales et selon que la mère occupe ou non un emploi ; ces effets sont asymétriques en ce qu'ils ne jouent pas de la même manière sur ces deux façons d'élever le niveau de vie du ménage que sont l'activité marchande de la mère et l'apport de ressources par un conjoint ; enfin, ces effets varient sensiblement avec le nombre d'enfants à charge.

C'est cette action complexe de remodelage des incitations (au travail et à la vie en couple) exercée par les prestations familiales et de logement que l'on a essayé de retracer par les graphiques suivants. Leur échelle verticale logarithmique permet de comparer directement à la fois les pentés des segments (qui représentent les rapports des coefficients de régression pour une même variable, COUPLE ou MBOSSAN, avant et après transferts) et les distances verticales entre courbes relatives à ces deux variables (c'est l'écart de rentabilité relative).

B. Comparaison avec le Luxembourg.

La comparaison avec le Luxembourg⁽¹⁾ est d'emblée limitée au cas des prestations familiales puisqu'il n'existe pas, dans ce pays, d'allocations comparables à l'A.L. et à l'A.P.L. françaises.

Ce qui n'était pas évident en revanche au départ, c'est l'absence de toute influence significative du statut matrimonial sur le niveau de vie, au Luxembourg ; et cela alors que la fréquence de vie en couple n'est pas radicalement différente dans les deux pays : 94,1% des femmes de l'échantillon lorrain vivent en couple, contre 91,2% au sein de l'échantillon luxembourgeois (et, selon le nombre d'enfants à charge, ce pourcentage varie de 90% à 97% mais sans supériorité systématique d'un pays sur l'autre).

Cette observation, intéressante en soi, est cohérente avec l'échelle luxembourgeoise des niveaux de vie (qui imbrique les statuts démographiques alors que l'échelle lorraine les hiérarchise, en donnant une place toujours meilleure aux mères vivant en couple, qu'elles restent ou non au foyer). Mais elle invalide largement la démarche qui est ici la nôtre, puisque cette démarche repose sur la comparaison de coefficients de régression significativement différents de zéro :

- on ne peut donc pas calculer de rentabilité différentielle de l'activité par rapport à la vie en couple (faute de dénominateur valable) ;
- on ne peut pas déterminer non plus l'impact des transferts sociaux sur la contribution de la vie en couple au niveau de vie ;
- seul demeure calculable l'effet des prestations familiales sur la contribution de l'activité marchande de la mère au niveau de vie du ménage ; et cet effet s'avère un peu plus faible que celui noté précédemment dans le cas lorrain : ainsi le rapport des coefficients de régression de MBOSSAN, avant et après transferts est-il égal à 0,989 au Luxembourg⁽²⁾ contre 0,955 en Lorraine (si on prend le modèle doté de variables binaires pour représenter le nombre d'enfants⁽³⁾).

(1) Cette comparaison a été menée après conversion des niveaux de vie en francs français, sur la base du taux de change 6FB = 1FF.

(2) Dans le cas du Luxembourg, la constante du modèle est toujours significative (ce qui n'est pas le cas pour la Lorraine), autant voire plus (cas des familles nombreuses) que les variables explicatives.

(3) La version élaborant un modèle propre à chaque sous-population définie par son nombre d'enfants, montre que les coefficients de régression, lorsqu'ils sont suffisamment significatifs, prennent pour le Luxembourg des valeurs très supérieures à celles notées dans le cas lorrain : pour MBOSSAN après transferts, 2,858 pour la Lorraine contre seulement 1,868 pour le Luxembourg, dans le cas des familles à enfant unique ; et même 2,600 contre 0,941 pour les familles ayant deux enfants. Quant à l'effet des prestations familiales il apparaît nul au Luxembourg pour les familles n'ayant qu'un enfant à charge, mais voisin de ce qu'il est en Lorraine dans le cas des familles ayant 2 enfants (0,959 contre 0,962).

RÉGRESSIONS MCO		NIVEAU DE VIE (= REVENU/UC) AVEC TRANSFERTS FAMILIAUX		NIVEAU DE VIE SANS TRANSFERTS FAMILIAUX	
830 femmes		RUC00 ($\bar{x} = 5.969$; $\sigma = 2.853$) ($\times 10\ 000$ FF)		RUCSP00 ($\bar{x} = 5.659$; $\sigma = 2.878$) ($\times 10\ 000$ FF)	
\bar{x}	σ	MODELE LUX 2 Coefficients de régression	EFFETS DES TRANSFERTS FAMILIAUX LUX 2/LUX 4	MODELE LUX 4 Coefficients de régression	
0.912	0.283	COUPLE (B)	n.s.	0.601 n.s.	
0.285	0.451	MBOSSAN	1.400***	1.415***	
1.769	0.867	CLAENF	-	-	
0.347	0.476	CLAENF2 (D)	- 0.661**	- 0.854***	
0.135	0.342	CLAENF3 (D)	- 0.792**	- 1.201***	
0.051	0.219	CLAENF4 (B)	- 1.878***	- 2.441***	
		Constante (B)	5.637***	5.289	
R^2 ajusté		0.073		0.097	
F		***		***	
écart-type		2.747		2.735	
σ/β		n.s.		n.s.	

LEGENDE

* < 5 %
 ** < 1 %
 *** < 0.1 %

CLAGE = 0 si âge de la femme < 35 ans
 CLAGE = 1 si 35 ≤ âge de la femme < 45 ans
 CLAGE = 2 si 45 ≤ âge de la femme < 55 ans
 CLAGE = 3 si 55 ≤ âge de la femme

CLARNP = nombre d'enfants
 CLAENF1 = variable binaire = 1 s'il y a 2 enfants
 = 0 sinon
 CLAENF3 = variable binaire = 1 s'il y a 3 enfants
 = 0 sinon
 CLAENF4 = variable binaire = 1 s'il y a 4 enfants
 ou plus
 = 0 sinon
 variable par défaut CLAENF1 = 1

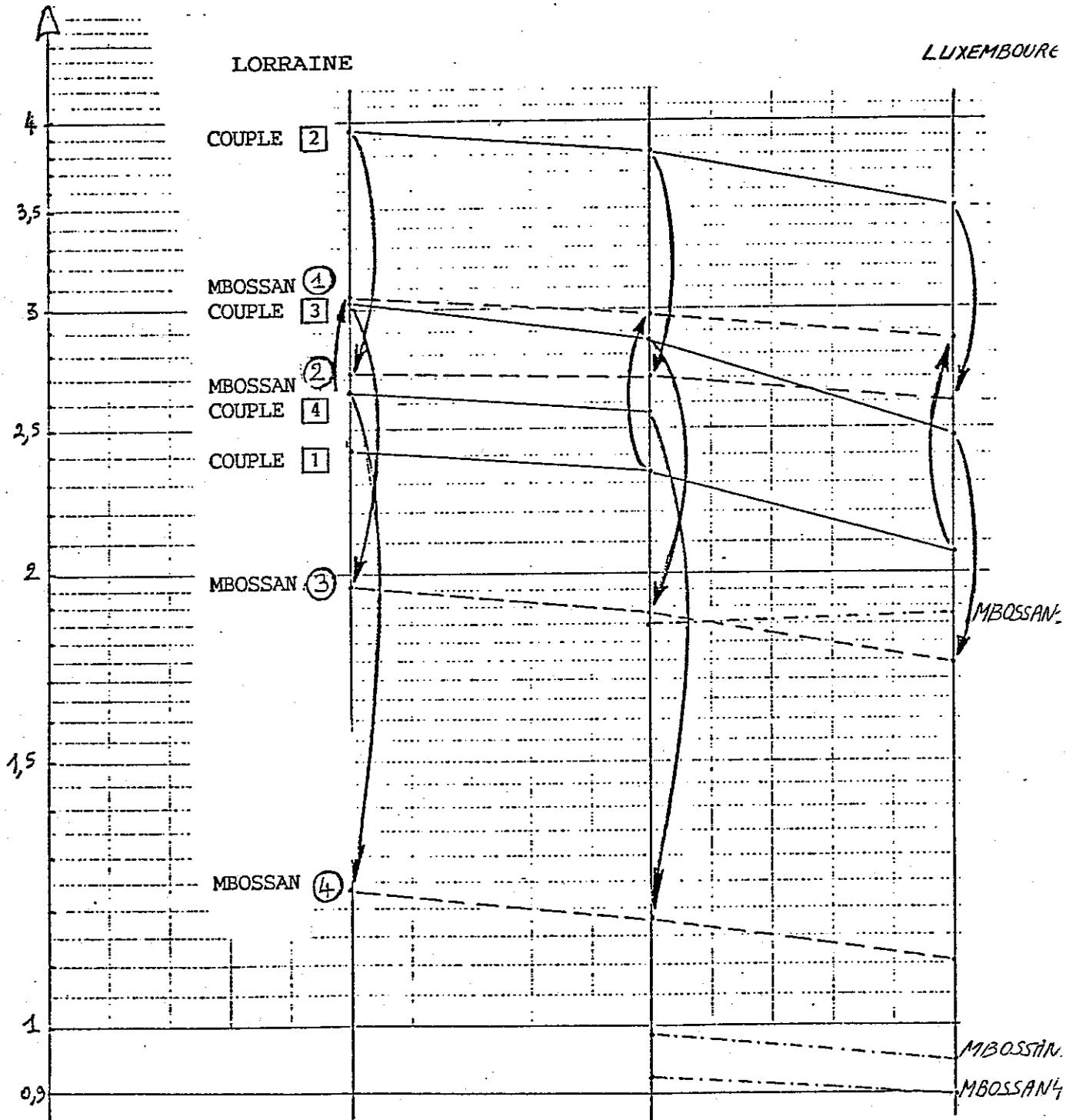
COUPLE = 1 si la femme vit en couple, 0 sinon

MBOSSAN = part de l'année pendant laquelle la femme a occupé un emploi

CLADIF = 0 si 1622 = 0, 1 ou 2 : sans diplôme ou au plus le BRPC
 CLADIF = 1 si 1622 = 11, 12, 13, 14, 16, ou 99 : détient un diplôme professionnel < BAC
 CLADIF = 2 si 1622 = 3, 5 ou 15 : détient un BAC ou équivalent
 CLADIF = 3 si 1622 = 4, 16 et 17 : détient un diplôme d'enseignement supérieur

a, b : se rapportent aux modèles LORS et LOR4 (= sans transferts sociaux CAF)
 a', b' : se rapportent aux modèles LOR3 et LOR4 (= sans transferts sociaux famille)
 a'', b'' : se rapportent aux modèles LOR1 et LOR2 (= avec transferts sociaux CAF)

DIFFERENCIATION DES EFFETS DE REMODELAGE EN FONCTION DU NOMBRE D'ENFANTS A CHARGE



DIFFÉRENCIATION DES EFFETS DE REMODELAGE DES INCITATIONS (AU TRAVAIL, A LA VIE EN COUPLE) EXERCÉS PAR LES
PRESTATIONS FAMILIALES ET LES PRESTATIONS DE LOGEMENT, EN FONCTION DU NOMBRE D'ENFANTS A CHARGE

Régressions que traduit le graphique de la page 182

LORRAINE

- 1^{re} ligne verticale (RUCSPLOO) = hors transferts
logement et famille

COUPLE ①	1 enfant à charge (CLAENF = 1) N = 128
MBOSSAN ①	
COUPLE ②	2 enfants à charge (CLAENF = 2) N = 154
MBOSSAN ②	
COUPLE ③	3 enfants à charge (CLAENF = 3) N = 105
MBOSSAN ③	
COUPLE ④	4 enfants à charge (CLAENF = 4) N = 67
MBOSSAN ④	

- 2^e ligne verticale (RUCSPFOO) = avec les seules
prestations de logement

COUPLE ①	1 enfant à charge (CLAENF = 1) N = 128
MBOSSAN ①	
COUPLE ②	2 enfants à charge (CLAENF = 2) N = 154
MBOSSAN ②	
COUPLE ③	3 enfants à charge (CLAENF = 3) N = 105
MBOSSAN ③	
COUPLE ④	4 enfants à charge (CLAENF = 4) N = 67
MBOSSAN ④	

- 3^e ligne verticale (RUCOO) = avec les prestations
logement et les prestations familiales

COUPLE ①	1 enfant à charge (CLAENF = 1) N = 128
MBOSSAN ①	
COUPLE ②	2 enfants à charge (CLAENF = 2) N = 154
MBOSSAN ②	
COUPLE ③	3 enfants à charge (CLAENF = 3) N = 105
MBOSSAN ③	
COUPLE ④	4 enfants à charge (CLAENF = 4) N = 67
MBOSSAN ④	

LUXEMBOURG

- 2^e ligne verticale (RUCSPFOO) = sans transferts

MBOSSAN 1	1 enfant à charge (CLAENF = 1) N = 388	1,849***	0,875*	4,905***	0,105	***	2,362	0,473
MBOSSAN 2	2 enfants à charge (CLAENF = 2) N = 288	0,981***	0,592	4,561***	0,035	**	2,204	n.s.
	3 enfants à charge (CLAENF = 3) N = 112	1,073	- 0,089	4,798**	- 0,008	n.s.	4,824	n.s.
MBOSSAN 4	4 enfants à charge (CLAENF = 4) N = 42	0,917*	1,633	1,984*	0,133	*	1,247	n.s.

- 3^e ligne verticale (RUCOO) = avec prestations
familiales

MBOSSAN 1	1 enfant à charge (CLAENF = 1) N = 388	1,868***	0,734	5,187***	0,106	***	2,373	n.s.
MBOSSAN 2	2 enfants à charge (CLAENF = 2) N = 288	0,941***	0,249	5,237***	0,028	**	2,225	n.s.
	3 enfants à charge (CLAENF = 3) N = 112	1,048	- 0,137	5,419***	- 0,008	n.s.	4,829	n.s.
MBOSSAN 4	4 enfants à charge (CLAENF = 4) N = 42	0,899*	1,577	2,756**	0,131	*	1,222	n.s.

MBOSSAN (β)	COUPLE (α)	CONSTANTE	R ² ajusté	F	écart-type	$\frac{\alpha}{\beta}$
3,045***	2,414**	2,412**	0,245	***	2,744	0,793
2,723***	3,967**	0,554	0,183	***	2,958	1,457
1,963***	3,042**	0,642	0,145	***	2,201	1,550
1,237**	1,649**	0,641	0,194	***	1,342	1,333
2,965***	2,340**	2,574**	0,239	***	2,713	0,789
2,702***	3,811**	0,765	0,181	***	2,938	1,410
1,887***	2,857**	0,915	0,137	***	2,167	1,514
1,187**	1,563**	0,868	0,181	***	1,329	1,317
2,858***	2,049**	3,012***	0,226	***	2,662	0,717
2,599***	3,503*	1,405	0,166	***	2,939	1,348
1,739***	2,444**	1,971*	0,129	***	2,139	1,405
1,103**	0,768	2,501***	0,104	**	1,312	n.s.
1,849***	0,875*	4,905***	0,105	***	2,362	0,473
0,981***	0,592	4,561***	0,035	**	2,204	n.s.
1,073	- 0,089	4,798**	- 0,008	n.s.	4,824	n.s.
0,917*	1,633	1,984*	0,133	*	1,247	n.s.
1,868***	0,734	5,187***	0,106	***	2,373	n.s.
0,941***	0,249	5,237***	0,028	**	2,225	n.s.
1,048	- 0,137	5,419***	- 0,008	n.s.	4,829	n.s.
0,899*	1,577	2,756**	0,131	*	1,222	n.s.

Seuils de signification : * : < 5 %
** : < 1 %
*** : < 1 %.

En définitive, le Luxembourg, sans offrir une situation de référence complète, permet néanmoins de faire ressortir certaines particularités du cas lorrain et donc du système français de prestations légales : ce dernier offre en effet, par comparaison avec son homologue luxembourgeois, l'image d'un système qui n'est pas sans incidence sur l'attrait absolu et relatif exercé par les diverses façons dont un ménage peut se procurer des ressources primaires.

C'est sans doute un des intérêts de l'analyse que nous venons de présenter que de permettre une estimation chiffrée comparative de ces incidences différentielles. Certes de nombreuses conventions servent de socle à ces calculs, qui ne valent donc pas mieux que ces conventions ; soulignons en particulier qu'on ne doit considérer la situation hors transferts (calculé par simple défalcation des prestations familiales et de logement) que comme une approximation grossière de ce qui se passerait (en termes de comportements d'offre de travail et de demande de vie en couple, et donc en termes de niveaux de vie) si les transferts sociaux en question n'existaient pas.

* *

*

CONCLUSION GENERALE

Cette recherche se proposait de chiffrer l'importance de la liaison statistique existant entre les prestations familiales et l'activité des mères ayant des enfants à charge, et cela quand on prend explicitement en compte les effets indirects de l'isolement : selon les calculs effectués ici, l'élasticité de l'emploi vis-à-vis des prestations familiales serait égale à -0,214 en Lorraine, et à plus du double (-0,450) au Luxembourg.

Pour arriver à ce résultat, il a fallu mettre en oeuvre une lourde démarche économétrique, appliquée à deux échantillons (lorrain et luxembourgeois) heureusement très comparables ; les difficultés techniques venaient principalement de la nécessité de construire un modèle d'équations simultanées dont les variables dépendantes ne prennent que des valeurs bornées par 0 et 1, et de la nécessité de bien distinguer ce qui, dans l'intensité de lien entre activité et prestations familiales, tient d'une part aux barèmes des prestations familiales eux-mêmes (via les conditions de ressources) et d'autre part aux effets de désincitation à l'activité que peuvent engendrer les prestations familiales (ce qui était l'objet de l'étude).

Comme nous l'avons expliqué, ce détour économétrique, passablement lourd, est inévitable dès lors que l'on veut s'entourer des précautions nécessaires à l'évaluation de l'effet, ceteris paribus, d'une variable particulière (ici les prestations familiales) sur l'activité ; activité qui a bien sûr de multiples autres déterminants, parmi lesquels on trouve, précisément, le statut d'isolement (= la mère vit-elle ou non en couple ?) ; ce statut est, lui aussi, doublement lié aux prestations familiales : de façon claire via les prestations réservées aux parents isolés, et même via les autres prestations familiales ; et de façon sans doute beaucoup plus faible via l'impact que les prestations familiales peuvent avoir en retour sur l'isolement.

C'est cet écheveau que nous avons tenté de démêler, sans être tout à fait certains, finalement, d'être bien parvenus à isoler de façon pure l'effet cherché (à savoir l'impact des prestations familiales sur l'activité), tant il est difficile de séparer les brins d'une causalité à double sens. Ceci dit, quand on utilise, pour identifier l'effet de l'isolement, un échantillon comprenant un nombre substantiel de mères isolées (ce qui est le cas avec le fichier C.A.F. et le panel luxembourgeois), on trouve un effet positif de l'isolement sur l'activité, ceteris paribus, ce qui ne dément donc pas l'impression obtenue par l'analyse descriptive (tris croisés).

Quoi qu'il en soit, la présente recherche ne se borne pas à des résultats économétriques : les analyses descriptives faisant le parallèle entre les familles

luxembourgeoises et lorraines selon une typologie croisant statut d'activité et statut d'isolement sont riches d'enseignements : on ne peut manquer ainsi d'être frappé par les différences interrégionales à la fois quant aux niveaux de vie relatifs dans les quatre cas de figure correspondants (isolée active, isolée non active, vivant en couple et active, vivant en couple et inactive) et quant au rôle joué par les prestations familiales en termes de contribution à l'amélioration de ces niveaux de vie.

Certes le Luxembourg n'est qu'un petit pays et la Lorraine n'est pas la France, mais ce couplage suffit à mettre en lumière certains traits distinctifs des systèmes de prestations légales dans les deux pays, et il permet d'esquisser, aux spécificités Lorraine/France près, des divergences de comportements des mères vis-à-vis des l'activité (sensibilité plus ou moins grande aux prestations familiales). Et cette amorce de comparaison internationale constitue une invite à porter le regard vers d'autres pays européens voisins, caractérisés par des systèmes sociaux et des mentalités plus proches de celles des Français que ne le sont ceux des Américains ; Américains dont les recherches approfondies en matière d'effets de désincitation constituent jusqu'ici la référence obligée, parce que quasi-exclusive en dehors des travaux britanniques sur la question (on notera au passage que le travail économétrique présenté ici n'a cependant pas, à notre connaissance, d'équivalent à l'étranger).

Et puis, en plus du panorama de la littérature récente qu'il offre dans sa première partie, et en plus des analyses économétriques par modèles d'équations simultanées, ce rapport propose également une approche tout à fait originale, à partir des deux questions suivantes : puisque pour assurer leur indépendance financière, les mères ayant des enfants à charge peuvent soit travailler elles-mêmes soit (et/ou) vivre en couple avec un apporteur de revenus, et puisque les prestations familiales peuvent théoriquement avoir des effets incitatifs/désincitatifs sur ces deux types de choix, n'est-il pas possible de mettre en lumière la mesure dans laquelle les prestations familiales et de logement modifient les conditions de ces choix ? Et de voir si ces altérations au système d'incitations diffèrent selon le pays étudié ? C'est à ces deux questions que nous avons tenté d'apporter des éléments de réponse, en calculant le degré de substituabilité entre activité de la femme et activité de son éventuel conjoint, et cela successivement hors prestations familiales puis avec prestations familiales ; ce qui, par comparaison, permet, sinon de cerner l'effet véritable des prestations familiales (car calculer un niveau de vie hors prestations familiales ce n'est qu'approximer par défaut ce que serait ce niveau de vie si les prestations familiales n'existaient pas), du moins de souligner que, par comparaison avec ce qui se passe au Luxembourg, le système français des prestations familiales et des prestations logement modifie très sensiblement l'attrait exercé par les diverses façons dont un ménage peut se procurer des revenus primaires.

Ce résultat n'est d'ailleurs pas logiquement contradictoire avec le constat, fait ci-dessus, d'une plus forte élasticité, au Luxembourg, de l'activité vis-à-vis des prestations familiales ; en effet, s'il en allait autrement, on devrait noter un contraste tout à fait impressionnant entre le statut d'activité des mères lorraines et luxembourgeoises car, alors, les Lorraines hyper-réagiraient à un système de prestations bouleversant lui-même fortement le paysage des incitations. Or tel n'est point le cas puisque, comme le montrent les parties descriptives de ce rapport, les mères de familles lorraines et luxembourgeoises se ressemblent à bien des égards ; ce qui est plutôt rassurant pour l'économètre, toujours préoccupé par le risque de forte hétérogénéité des populations qu'il étudie.

Quoi qu'il en soit, la conviction des auteurs de la présente recherche est que, si on veut tenter de mesurer les impacts des transferts sociaux sur les comportements individuels (d'activité, de cohabitation, de logement, de fécondité, etc.), ce n'est guère qu'en recourant à des comparaisons internationales qu'on peut espérer pallier l'absence de variance engendrée par l'uniformité du système français des prestations légales ; mais, si on ne veut pas perdre par manque de comparabilité suffisante entre sources relatives à différents pays, ce qu'on gagne en termes de dispersion des valeurs des paramètres, c'est à la construction de sources homogènes qu'il faut travailler : à la fois à travers la constitution de bases de données secondaires (c'est ce que fait depuis plusieurs années le projet L.I.S. à Luxembourg) et à travers la collecte progressive de données primaires, harmonisées au moins au niveau européen (c'est ce que la Commission des Communautés Européennes et l'Office Statistique essaient actuellement d'encourager). Dans cette perspective on ne peut que savoir gré à la C.N.A.F. d'avoir apporté son appui financier aux enquêtes annuelles du panel lorrain de ménages, dont le présent rapport a utilisé la première vague (1985).

* *
*