PANEL SOCIO-ECONOMIQUE

"LIEWEN ZU LETZEBUERG"

Document PSELL No. 6

Paul Dickes

UN INDICATEUR POUR MESURER LA PAUVRETE SUBJECTIVE

THEORIE ET APPLICATION DANS LA PREMIERE VAGUE DU PANEL SOCIO-ECONOMIQUE LUXEMBOURGEOIS

Année d'enquête : 1985
(Première vague)

Recherche financée par le Gouvernement luxembourgeois.

Document produit par le

CENTRE D'ETUDES DE POPULATIONS, DE PAUVRETE
ET DE POLITIQUES SOCIO-ECONOMIQUES
a.s.b.l.

B.P. 65 L-7201 Walferdange
Tél. (352) 33 25 15

Président : Gaston Schaber

1987

P A N E L S O C I O - E C O N O M I Q U E

"L I E W E N Z U L E T Z E B U E R G"

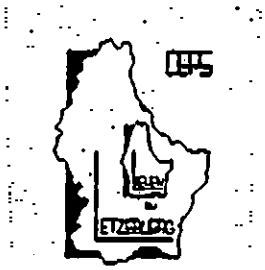
Document PSELL No. 6

Paul Dickes

UN INDICATEUR POUR MESURER LA PAUVRETE SUBJECTIVE

THEORIE ET APPLICATION
DANS LA PREMIERE VAGUE
DU PANEL SOCIO-ECONOMIQUE LUXEMBOURGEOIS

Année d'enquête : 1985
(Première vague)



Recherche financée par le Gouvernement luxembourgeois.

Document produit par le

CENTRE D'ETUDES DE POPULATIONS, DE PAUVRETE
ET DE POLITIQUES SOCIO-ECONOMIQUES
a.s.b.l.

B.P. 65 L-7201 Walferdange
Tél. (352) 33 25 15

Président : Gaston Schaber

---

1 9 8 7

P A N E L S O C I O - E C O N O M I Q U E

"L I E W E N Z U L E T Z E B U E R G"

Document PSELL No. 6

Paul Dickes (*)

UN INDICATEUR POUR MESURER LA PAUVRETE SUBJECTIVE

THEORIE ET APPLICATION
DANS LA PREMIERE VAGUE
DU PANEL SOCIO-ECONOMIQUE LUXEMBOURGEOIS

Année d'enquête : 1985
(Première vague)

Recherche financée par le Gouvernement luxembourgeois.

Document produit par le

CENTRE D'ETUDES DE POPULATIONS, DE PAUVRETE
ET DE POLITIQUES SOCIO-ECONOMIQUES
a.s.b.l.

B.P. 65 L-7201 Walferdange
Tél. (352) 33 25 15

Président : Gaston Schaber

---

1 9 8 7

(*) Université Nancy-II et C N R S (U.A. No. 1167 : "Emploi et politiques sociales").

INTRODUCTION 5

1. PAUVRETE SUBJECTIVE 7

2. EXPLORATION STRUCTURALE PAR L'ANALYSE DES CORRESPONDANCES 9

3. PAUVRETE SUBJECTIVE ET MENAGES 13

4. PAUVRETE SUBJECTIVE ET GROUPES DE REVENUS .. 20

5. INTERPRETATIONS 27

6. INDICATEUR SIMPLE DE PAUVRETE SUBJECTIVE POUR LE MENAGE 37

CONCLUSIONS 41

Bibliographie 45

Annexes 45

INTRODUCTION

Ce document est technique. Il porte sur un ensemble de questions psychologiques, qui rendent compte des difficultés qu'éprouvent les personnes dans leur existence. On a posé diverses questions du type suivant: Comment vivez-vous avec votre revenu? Eprouvez-vous des difficultés à joindre les deux bouts? Vous est-il arrivé d'avoir des difficultés pour rembourser vos emprunts, pour payer l'alimentation, le médecin, les frais vestimentaires, le loyer, les charges, le chauffage? Les réponses à ces questions ont été analysées. Dans quelle mesure les réponses à ces questions forment-elles une seule et même dimension? S'agit-il d'une dimension propre au ménage ou au groupe de revenu? Voilà quelques unes des questions auxquelles nous voulons apporter une réponse.

On pourrait, certes, s'étonner de trouver dans une enquête socio-économique de pareilles questions. Elles sont cependant importantes à plusieurs titres.

D'abord ces questions sont utilisées comme **variables critérielles** par certains centres de recherche pour calculer des **seuils** de **pauvreté**. La méthode préconisée par le "Center for Social Policy" pour calculer le minimum socio-vital fait explicitement appel à ce type de questions (DELEECK et BERGHMAN, 1985). Comme nous serons amenés à comparer, dans une autre publication (à paraître) les divers seuils de pauvreté, il est important de comprendre la nature du réseau d'interrelations que des questions de ce type entretiennent entre elles.

En outre, si on conteste l'utilité de ces questions pour la détermination des seuils de pauvreté, elles ont néanmoins un intérêt en elles-mêmes. Dans une recherche sur la pauvreté, il importe de savoir comment les personnes qui sont en situation de pauvreté vivent celle-ci. Ces variables enrichissent considérablement nos connaissances. Elles donnent un **contenu vécu** aux définitions purement monétaires. Par exemple, elles ont été utilisées par TOWNSEND (1979) et on les retrouve dans la nouvelle enquête sur les "Situations défavorisées" de l'INSEE.

L'objectif de cet article est de présenter l'exploitation de ces questions dans l'enquête luxembourgeoise du panel socio-économique. La description de l'échantillon et la présentation du questionnaire ont été exposées dans un autre document de cette collection (DICKES et al., 1987: document PSELL No.1). Aussi nous ne reviendrons pas là-dessus.

Notre présentation tiendra compte de différents points de vue. En premier lieu, on se demandera comment se répartissent ces jugements? Est-ce que beaucoup de ménages ont le sentiment de vivre leurs conditions d'existence avec difficultés ou s'agit-il seulement de quelques-uns? En second lieu, les réponses à ces questions sont-elles spécifiques à certains domaines ou, au contraire, s'agit-il d'un même sentiment global? Une telle formulation renvoie à une approche structurale que nous tenterons de résoudre avec des méthodes appropriées.. Nous verrons que la réponse à la question va dans le sens d'un sentiment global, ce qui va nous amener à proposer un indicateur de pauvreté subjective pour le ménage.

Comme les questions subjectives ont été posées en termes de ménage et en termes de groupes de revenus(voir DICKES et al., 1987, document PSELL No.1), il convient de voir dans quelle mesure les structures éventuelles -observables sur les ménages- sont transposables aux groupes de revenus. Nous partons de l'hypothèse que les réponses du groupe principal sont significatives pour qualifier la situation du ménage. Nous verrons ensuite dans quelle mesure les réponses des autres groupes de revenus reproduisent la même structure que celle du groupe principal.

I. PAUVRETE SUBJECTIVE

En annexe (annexe A) on trouvera les tableaux qui mettent en évidence la répartition des réponses dans notre échantillon. Dans l'ensemble on voit que la plupart des ménages (de l'ordre de 80%) n'éprouvent guère de difficultés et ceci pour chacun des items.

Si nous choisissons parmi les 9 items subjectifs, ceux qui font référence aux difficultés (les questions A15 et B10 du questionnaire), et si nous comptons le nombre de ménages qui ressentent des difficultés graves (réponses "beaucoup de difficultés" et plus), on obtient la répartition suivante:

Nombre de difficultés graves	fréquence	pourcentage
0	1 789	88.8
1	94	4.7
2	33	1.6
3	44	2.2
4	16	0.8
5	13	0.6
6	12	0.6
7	12	0.6
total	2 013	100.0

Tableau 1. : Nombre de difficultés graves par ménage.

A peu près 10% des sujets ont le sentiment d'avoir des difficultés graves face à deux ou plusieurs domaines relatifs aux conditions d'existence. Chez 3% de sujets ce sentiment s'étend sur plus de quatre domaines.

On peut donc conclure que le sentiment d'avoir des difficultés graves est relativement rare dans la population étudiée. Il affecte néanmoins un nombre non négligeable de familles.

Il s'agit maintenant de s'assurer de la légitimité de construction, en termes de mesure, d'un indicateur de pauvreté subjective. Pour cela, nous ne pouvons pas nous contenter du comptage précédent. Une théorie de la mesure demande que l'on justifie

l'agrégation des scores simples en un score composite par un ou des modèles. Aussi est-il indiqué d'analyser les réponses aux questions avec des méthodes structurales et des modèles de mesure. Nous ferons appel en premier lieu, à l'analyse des correspondances. Cette méthode nous fournira des réponses descriptives. Nous testerons, en second lieu, les réponses avec un modèle de mesure qui est fourni par les algorithmes du LISREL (JORESKOG, 1970 a.).

2. EXPLORATION STRUCTURALE PAR L'ANALYSE DES CORRESPONDANCES

L'analyse des correspondances est une méthode d'analyse factorielle qui est tout à fait indiquée pour nos données. Elle n'impose pas de contraintes métriques aux réponses. Elle permet de vérifier entre autres l'ordre entre les catégories des réponses et de connaître la signification qu'il convient d'attribuer aux données manquantes.

L'analyse des correspondances est utilisée de façon exploratoire. Nous n'avons pas d'hypothèses préalables quant à la structure des variables. Nous n'avons pas la volonté de mettre une hypothèse à l'épreuve. La méthode ne se prêterait d'ailleurs pas à une telle démarche.

Les deux premiers axes de l'analyse des correspondances épuisent respectivement 16 et 10% de la variance. Ce sont ces deux axes que nous retenons pour l'interprétation. Seules les modalités avec 10 observations et plus ont été utilisées comme variables actives. Lorsque le nombre de sujets par modalité est inférieur à 10, la modalité est considérée comme inactive. Nous nous contenterons ici d'interpréter la représentation graphique de ces coordonnées.

En fait, la structure des réponses est très simple. Les modalités des réponses se laissent classer en trois catégories. L'ensemble A regroupe les modalités qui ont des valeurs z proches de 0 sur les deux axes. L'ensemble B retient les modalités des réponses qui ont des valeurs négatives, inférieures à -1, sur le premier et le second axe. L'ensemble C réunit les modalités dont les valeurs sur le premier axe sont fortement négatives (autour de -2) et positives, supérieures à +1, sur le second axe. On peut schématiser ces trois ensembles comme suit:

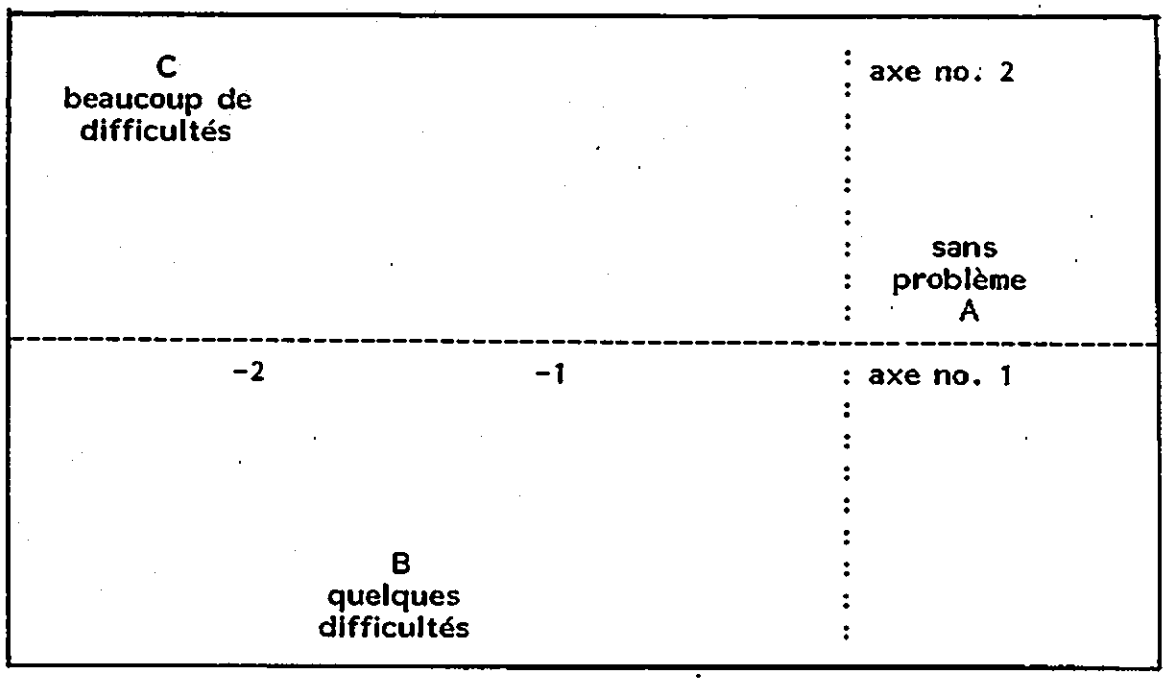


Figure 1 : Représentation schématique des modalités des réponses subjectives sur les deux premiers axes de l'analyse des correspondances (ensembles A, B et C: voir texte).

L'ensemble A contient les modalités suivantes:

- difficultés pour payer le loyer: aucun problème, ne s'applique pas;
- difficultés pour payer les raccords: aucun problème;
- difficultés pour payer le chauffage: aucun problème;
- avec le revenu, le ménage vit: assez facilement, facilement, très facilement, données manquantes;
- difficultés à joindre les deux bouts: pas trop, peu, aucune, données manquantes;
- difficultés remboursement: aucun problème, ne s'applique pas;
- difficultés alimentation: aucun problème;
- difficultés payer médecin: aucun problème;
- difficultés payer vêtements: aucun problème.

L'ensemble B contient les modalités suivantes:

- difficultés pour payer le loyer: quelques difficultés;
- difficultés pour payer les raccords: quelques difficultés;
- difficultés pour payer le chauffage: quelques difficultés;
- avec le revenu, le ménage vit: assez difficilement;
- difficultés à joindre les deux bouts: assez de difficultés;
- difficultés remboursement: quelques difficultés, données manquantes;
- difficultés alimentation: quelques difficultés;
- difficultés payer médecin: quelques difficultés;
- difficultés payer vêtements: quelques difficultés.

L'ensemble C contient les modalités suivantes:

- difficultés pour payer le loyer: beaucoup de difficultés, menace d'expulsion, données manquantes;
- difficultés pour payer les raccords: beaucoup de difficultés, demande aménagement, en être privé, données manquantes;
- difficultés pour payer le chauffage: beaucoup de difficultés, demande aménagement, en être privé, données manquantes;
- avec le revenu, le ménage vit: très difficilement, difficilement;
- difficultés à joindre les deux bouts: énormément, beaucoup;
- difficultés remboursement: beaucoup, demande aménagement, subi saisie;
- difficultés alimentation: beaucoup, demande crédit, demande de l'aide, données manquantes;
- difficultés payer médecin: beaucoup, demande crédit, demande de l'aide, données manquantes;
- difficultés payer vêtements: beaucoup, se priver du nécessaire, demander de l'aide, données manquantes.

On constate donc une graduation différentielle selon les modalités des réponses. Plus la réponse est l'expression de difficultés graves, plus le score z aura tendance à avoir de fortes valeurs négatives sur les deux axes. Ceci reste vrai, même pour des modalités inactives dont le nombre de sujets est inférieur à 10.

En outre, si l'on relie les diverses modalités pour chacune des variables par une ligne continue, on voit apparaître une représentation curvilinéaire des réponses. Ceci est un phénomène qui nous fait penser à l'existence d'une structure de type simplex de Guttman, entre les variables subjectives. Il y a donc là des arguments qui plaident en faveur d'une hypothèse unidimensionnelle, que nous mettrons à l'épreuve au moyen d'une analyse confirmatoire par le LISREL.

Enfin, la signification des données manquantes dépend des variables.

- Pour les questions "avec le revenu, le ménage vit..." et "difficultés à joindre les deux bouts", les réponses manquantes sont à interpréter comme si les sujets intérrogés n'éprouvaient pas de difficultés (ensemble A).
- Les données manquantes à la question "difficultés de remboursement" font partie de l'ensemble B, c'est-à-dire ont la signification de "quelques difficultés".
- Pour toutes les autres questions, le manque de réponse (c'est-à-dire lorsque le sujet refuse de répondre, ou ne sait pas répondre) a la signification de "difficultés graves" (ensemble C).

Ces réponses suggèrent que lorsque certaines personnes éprouvent des difficultés graves devant les conditions d'existence, elles sont gênées de les exprimer lorsqu'on leur pose des quesitons précises. Ces résultats vont nous permettre de recoder les données manquantes - pour les neuf variables subjectives- dans le sens de l'analyse des correspondances, lorsque nous créerons un indicateur global de pauvreté subjective.

3. PAUVRETE SUBJECTIVE ET MENAGES

La mise à l'épreuve d'une structure répondant au critère simplex ou quasi-simplex de GUTTMAN peut être réalisée de différentes façons. L'article que GUTTMAN (1954) a consacré à ce sujet est fondamental. Il déclare que des variables appartiennent à un "simplex", lorsqu'elles peuvent être rangées dans un ordre qui va du moins complexe au plus complexe. La notion du simplex de Guttman contient le concept de hiérarchie cumulative entre les variables. Soit n variables V_1, V_2, V_3, ... V_n, ordonnées d'après leur complexité.

> La variable V_1 est la moins complexe. La variable V_2 est la suivante: elle recquiert tout ce qui a été réalisé par V_1, et quelque chose en plus. De la même façon, V_3 est plus complexe que V_2 et recquiert tout ce qui a été réalisé par V_2 et quelque chose en plus. D'une façon générale, V_{j+1} est plus complexe que V_j et recquiert tout ce que les variables précédentes ont réalisé et quelque chose en plus. (p. 269).

Dans son article, Guttman insiste sur le fait que si des variables obéissent au modèle simplex, les corrélations les plus élevées seront près de la diagonale principale de la matrice de corrélation et au fur et à mesure que l'on s'éloigne de la diagonale, la grandeur relative des coefficients de corrélation diminue. Les corrélations les plus faibles seront dans le coin inférieur gauche, si la matrice de corrélation est présentée sous une forme triangulaire.

Dans cet article, Guttman présente un certain nombre d'approches pour analyser la matrice de corrélation qui a cette forme de type simplex. Il présente également des modèles mathématiques pour différents types de formes "quasi-simplex", c'est-à-dire des formes simplex avec des erreurs de mesure.

JORESKOG (1970a, 1970b) a interprété le modèle simplex en termes de processus stochastique. Il a montré que les modèles simplex et quasi-simplex peuvent être traités d'après un algorithme général (JORESKOG, 1973) servant à l'analyse de matrices de covariances (LISREL: Linear Structural Relationships), et dont l'utilisation est largement facilitée par un logiciel approprié (JORESKOG et SORBOM, 1973).

Le point de départ de l'analyse est la matrice de corrélation des neuf variables subjectives. Avant de calculer la matrice de corrélation, nous avons tenu compte de l'analyse des correspondances pour recoder les données manquantes de chacune des variables. En outre, pour des raisons de comparaison avec les autres variables, les variables "difficultés à joindre les deux bouts" et "avec votre revenu le ménage vit..." ont été recodées de telle façon que les trois modalités "favorables" soient dans une même catégorie. La matrice suivante a donc été calculée sur l'ensemble de l'échantillon.

Variable	Rev	Bou	Vet	Ali	Med	Rac	Cha	Loy	Rem
Rev	1.000								
Bou	0.839	1.000							
Vet	0.624	0.665	1.000						
Ali	0.575	0.647	0.782	1.000					
Med	0.513	0.579	0.690	0.735	1.000				
Rac	0.475	0.515	0.595	0.616	0.519	1.000			
Cha	0.479	0.512	0.604	0.590	0.511	0.858	1.000		
Loy	0.392	0.426	0.455	0.493	0.431	0.679	0.608	1.000	
Rem	0.301	0.317	0.324	0.365	0.439	0.339	0.334	0.385	1.000

Tableau 2. : Matrice de corrélation des 9 variables subjectives.

La signification des abréviations utilisées pour le tableau 2. est la suivante:

- Rev: avec le revenu le ménage vit...
- Bou: difficultés à joindre les deux bouts
- Vet: difficultés payer vêtements
- Ali: difficultés alimentation
- Med: difficultés payer médecin
- Rac: difficultés pour payer les raccords
- Cha: difficultés pour payer le chauffage
- Loy: difficultés pour payer le loyer
- Rem: difficultés remboursement.

L'inspection de la grandeur relative des coefficients de corrélation montre que la mise à l'épreuve d'un modèle simplex semble tout à fait raisonnable. Les coefficients les plus élevés se trouvent près de la diagonale et les coefficients diminuent au fur et à mesure que l'on s'éloigne de la diagonale.

Le tableau numéro 3 contient le résumé des différentes analyses par le LISREL, réalisées de façon séquentielle avant d'arriver au modèle final.

	Modèle	Chi2	dl	GFI	AGF	DSR
A.	Unifactoriel 9 variables	3208.45	27	0.738	0.564	0.082
B.	Quasi-simplex 9 variables EP1 = EP2 EP8 = EP9	155.07	21	0.983	0.965	0.038
C.	Unifactoriel 8 variables	3130.91	20	0.721	0.497	0.089
D.	Quasi-simplex 8 variables EP1 = EP2 EP7 = EP8	67.93	15	0.992	0.980	0.015
E.	Quasi-simplex 8 variables EP1 = EP2 EP7 = EP8 PS5 = PS7 = 0	110.52	17	0.986	0.971	0.023
F.	Simplex 8 variables tous les EP = 0	1360.10	21	0.873	0.782	0.191

Tableau 3. : Test de différents modèles structuraux par la LISREL (N=2013) (dl = degrés de liberté; GFI = index d'adéquation; AGF = index d'adéquation ajusté; DSR = déviation standard des résidus).

Examinons maintenant les résultats des analyses. Pour évaluer la qualité de chaque modèle, nous disposons d'indicateurs généraux. Le Chi2 permet d'évaluer la qualité de l'adéquation entre la matrice de corrélation théorique (si le modèle est vrai) et la matrice de corrélation empirique (voir tableau numéro 2). Comme nous connaissons les degrés de liberté, on pourrait, certes, établir la signification statistique du

Chi carré. Cependant, cette quantité n'est pas informative, vu le nombre élevé de sujets sur lequel se base l'analyse. Il faut donc nous appuyer sur d'autres indicateurs généraux, et, en particulier, sur la variation de ceux-ci, lorsque l'on change d'un modèle à un autre. JORESKOG et SORBOM proposent deux indices d'adéquation. Plus ceux-ci se rapprochent de 1, meilleure sera l'adéquation. Plus ils se rapprochent de 0, moins bonne sera l'adéquation. En outre, un bon indicateur général est la déviation-standard des résidus normalisés. La solution est d'autant meilleure que la déviation standard des résidus normalisés est petite.

A côté des indicateurs généraux, nous avons également la possibilité de tenir compte d'indicateurs spécifiques aux variables. On trouve dans le logiciel du LISREL, un indice de modification qui nous renseigne dans quelle mesure le modèle est susceptible d'être amélioré, si on change les spécifications des paramètres que l'on doit estimer. En outre, l'examen des dérivés et des résidus permet d'évaluer l'adéquation fine des variables. En principe, les résidus normalisés ne devraient pas dépasser la valeur de 2 (JORESKOG et SORBOM).

Le modèle A.

Le modèle A évalue le modèle à un facteur général pour les 9 variables. Le modèle est plausible lorsque l'on examine la matrice de corrélations entre les variables. Elles sont toutes positives. Si ce modèle pouvait être vérifié, on obtiendrait pour les données empiriques, la représentation théorique la plus parcimonieuse. Dans tous les cas, la mise à l'épreuve de ce modèle peut servir de base de comparaison aux autres mises à l'épreuve que nous proposons.

Nous mettrons à l'épreuve l'hypothèse du modèle de mesure factoriel qui est résolu par l'équation factorielle classique:

$$x = LX * KS + DE \qquad \text{(Eq. 1)}$$

x est le vecteur des valeurs observées;

LX est la matrice factorielle;

KS est le facteur général;

DE est la matrice des erreurs.

Pour que le modèle puisse être normé, nous avons fixé la valeur de LX comme étant égale à 1. On constate que l'adéquation est loin d'être satisfaisante. Le Chi2 avec 3208.45 est élevé; la déviation standard des résidus avec une valeur de 0.082, est à considérer comme importante et l'indice de l'adéquation ajusté (0.497) est très éloigné de la valeur de 1.

Le modèle B.

Le modèle B est la mise à l'épreuve du modèle guttmanien, sur les 9 variables. Si le modèle simplex est parfait, le score (ET_i) de n'importe quelle variable i est relié au score de la variable précédente (i-1) par l'équation de régression linéaire suivante (BE étant le coefficient de régression).

$$ET_i = BE_i ET_{i-1} \qquad \text{(Eq. 2)}$$

Si le modèle de Guttman n'est pas parfait, l'on parle d'un modèle quasi-simplex. Dans ce cas, on admet la présence d'erreurs de mesure (ZE) et l'équation 2 se laisse écrire:

$$ET_i = BE_i ET_{i-1} + ZE_i \qquad \text{(Eq. 3)}$$

En outre, ce modèle est susceptible d'être exprimé en termes de score vrai, en spécifiant la relation entre le score vrai (ET_i) et le score observé (Y_i) par la formule suivante:

$$Y_i = ET_i + EP_i \qquad \text{(Eq. 4)}$$

En annexe on trouvera les équations matricielles.

Pour que le modèle B puisse être identifié, nous avons postulé que l'erreur de mesure EPSILON de la variable 1 est égale à l'erreur de mesure de la variable 2 et que l'erreur de mesure de la variable 8 est égale à l'erreur de mesure de la variable 9. On voit que le Chi2 est nettement plus faible que celui que l'on obtient par le modèle A. L'indice d'adéquation s'est amélioré d'une façon notable. Néanmoins les solutions ne sont pas encore satisfaisantes. En effet, les résidus restent -malgré tout- importants. La matrice des erreurs de mesure du modèle de mesure (PSY) contient des valeurs négatives et l'on constate des résidus normalisés plus grands que 3. Ces résidus sont observables entre les corrélations de la variable "Rem" et les autres variables. Ceci nous amène à douter du caractère guttmanien de la variable Rem. Aussi, les quatre modèles suivants ont été testés en éliminant celle-ci.

Le modèle C

Le modèle C est le modèle factoriel avec 8 variables, après avoir éliminé la variable "Rem." (difficultés à réaliser des remboursements). On constate que le modèle factoriel avec 8 variables est tout aussi insatisfaisant que le modèle factoriel avec 9 variables (Modèle A). L'indice d'adéquation est très mauvais et du même ordre de grandeur que celui du modèle A. Aussi tournons-nous directement vers le modèle guttmanien à 8 variables.

Les modèles D, E et F

Le modèle D est tout à fait satisfaisant. Le Chi2 diminue jusqu'à 67.93 avec 15 degrés de liberté. Les indices d'adéquation sont de l'ordre de 0.99 et 0.98, ce qui, dans la pratique du LISREL est tout à fait acceptable et les résidus sont minimes. La déviation standard des résidus est de 0.22 et aucun résidu normalisé ne dépasse la valeur de 2. Avec ce modèle, nous arrivons à une bonne reproduction de la matrice de corrélation observée. Ce modèle pourrait donc être considéré comme définitif, si les erreurs de mesure des variables "Med" et "Cha", proches de 0, n'avaient pas des signes négatifs. En effet, on constate que les éléments du vecteur PSI pour ces deux variables sont respectivement de -0.039 et de -0.080. Aussi, par souci d'exactitude, nous avons calculé le modèle E, qui est tout à fait semblable au modèle D, sauf que les éléments PSI de "Med" et de "Cha" ont été fixés comme étant égal à 0. Ceci invalide quelque peu le modèle, mais les indicateurs restent cependant satisfaisants (Chi2 = 110.52; indices d'adéquation = 0.986 et 0.971; déviation standard des résidus = 0.023). Notons qu'aucun résidu normalisé ne dépasse la valeur de 2.

Notons également, pour être complet, que le modèle guttmanien parfait pour ces 8 variables n'est pas validé (modèle F). En effet, nous constatons que si nous supposons que les erreurs EPSILON du modèle structurel sont égales à zéro, l'adéquation se détériore (Chi2 = 1360.10; indices d'adéquation = 0.873 et 0.782).

Nous pouvons maintenant présenter les estimations des paramètres des modèles D et E, par la méthode du maximum de vraisemblance.

Numéro du paramètre	Paramètre	Modèle D	Modèle E
1	BETA21	0.915	0.915
2	BETA32	0.729	0.729
3	BETA43	0.970	0.973
4	BETA54	0.896	0.885
5	BETA65	0.852	0.863
6	BETA76	0.987	0.941
7	BETA87	0.794	0.785
8	PSI1	0.917	0.917
9	PSI2	0.149	0.150
10	PSI3	0.316	0.317
11	PSI4	0.056	0.058
12	PSI5	-0.039	0.000 FI
13	PSI6	0.424	0.433
14	PSI7	-0.080	0.000 FI
15	PSI8	0.284	0.310
16	THE1 THE2	0.083	0.083
17	THE3	0.196	0.195
18	THE4	0.187	0.180
19	THE5	0.387	0.358
20	THE6	0.131	0.089
21	THE7 THE8	0.234	0.194

Tableau 4. : Estimation des paramètres des modèles D et E par la méthode du maximum de vraisemblance (FI = paramètre fixé comme étant égal à o).

On voit que les estimations des paramètres ne changent que légèrement lorsque l'on passe du modèle D au modèle E. Il est préférable de considérer le modèle E comme définitif, au lieu du modèle D, du fait que les erreurs de mesure n'y sont plus négatives et que l'adéquation reste satisfaisante.

4. PAUVRETE SUBJECTIVE ET GROUPES DE REVENUS

Dans quelle mesure les indicateurs de pauvreté subjective du ménage, calculés sur des items du ménage et sur des items du groupe principal, sont-ils transposables sur les autres groupes de revenus lorsque le ménage possède deux ou plusieurs groupes?

Cette question peut être résolue, si on se base sur des sous-échantillons de ménages composés à partir des groupes de revenus. Le nombre de groupes de revenus par ménage est le suivant:

Nombre de groupes	fréquence	pourcentage
1	1378	68.5
2	435	21.5
3	147	7.3
4	40	2.0
5 et +	13	0.6
total	2013	100.0

Tableau 5. : Nombre de groupes de revenus par ménage.

Nous allons tester la stabilité des structures quasi-simplex sur les ménages qui sont composés de deux groupes et de 3 groupes et plus. On a été obligé de réunir les ménages avec plus de 2 groupes en un seul sous-échantillon, parce que les effectifs deviennent trop petits pour utiliser le LISREL, qui passe, pour l'estimation des paramètres, par des procédures itératives (comme le maximum de vraisemblance) et nécessite donc des effectifs relativement importants.

Ménages à deux groupes de revenus

Trois modèles ont été mis à l'épreuve sur les ménages à deux groupes de revenus. Le premier modèle (modèle A1) consiste à voir dans quelle mesure le modèle D (tableau numéro 3), calculé sur l'échantillon total, convient aux deux sous-groupes.

Le second (modèle B1) correspond au test du modèle E (tableau numéro 3) par lequel on apporte des spécifications supplémentaires concernant les éléments PSI5 et PSI7 du vecteur des PSI. Enfin, le dernier modèle (C1) découle des modifications apportées au modèle B1.

Voici d'abord les matrices de corrélations des 8 variables subjectives, calculées sur le groupe principal des 435 ménages qui ont deux groupes de revenus. Nous les reproduisons ici in extenso afin que des analyses secondaires puissent être réalisées par d'autres chercheurs qui voudraient mettre à l'épreuve d'autres modèles que ceux que nous proposons ici.

Variable	Rev	Bou	Vet	Ali	Med	Rac	Cha	Loy
Rev	1.000							
Bou	0.859	1.000						
Vet	0.653	0.714	1.000					
Ali	0.628	0.705	0.776	1.000				
Med	0.491	0.523	0.670	0.761	1.000			
Rac	0.400	0.438	0.576	0.581	0.481	1.000		
Cha	0.409	0.467	0.574	0.586	0.482	0.849	1.000	
Loy	0.331	0.369	0.388	0.413	0.390	0.690	0.592	1.000

Tableau 6. : Matrice de corrélations des 8 variables subjectives du groupe principal des ménages à 2 groupes de revenus (N=435).

La matrice de corrélations des groupes numéro 2 des 435 ménages qui ont deux groupes de revenus est reproduite ci-dessous. Il faut souligner le fait que les intercorrélations entre les variables Rac, Cha, Loy sont identiques dans les deux groupes, puisque ces variables proviennent du questionnaire A, commun aux deux groupes.

Variable	Rev	Bou	Vet	Ali	Med	Rac	Cha	Loy
Rev	1.000							
Bou	0.864	1.000						
Vet	0.625	0.647	1.000					
Ali	0.631	0.638	0.873	1.000				
Med	0.603	0.595	0.834	0.833	1.000			
Rac	0.347	0.356	0.405	0.428	0.349	1.000		
Cha	0.470	0.477	0.507	0.505	0.454	0.849	1.000	
Loy	0.210	0.233	0.199	0.217	0.150	0.690	0.592	1.000

Tableau 7. : Matrice de corrélations des variables subjectives du groupe numéro 2 des ménages à 2 groupes de revenus (N=435).

Les résultats des analyses pour les ménages à deux groupes sont reproduits ci-dessous. Nous testons si le modèle de mesure convient aux deux sous-groupes de revenus. Le LISREL permet de faire ce type d'analyse en spécifiant les paramètres du premier groupe et en testant la similitude de la structure du second groupe par rapport au premier.

Modèle	Chi2	dl	GFI	DSR
A1. Test de l'invariance de la structure du modèle D (Tab.3) sur les deux groupes EP1 = EP2 EP7 = EP8	120.81	30	0.963	0.058
B1. Test de l'invariance de la structure du modèle E (Tab.3) sur les deux groupes EP1 = EP2 EP7 = EP8 PS5 = PS7 = 0	155.37	34	0.949	0.064
C1. Test de l'invariance de la structure d'un modèle à 5 variables sur les deux groupes EP1 = EP2 EP4 = EP5	20.79	6	0.996	0.004
D1. Test de l'invariance des paramètres du modèle C1 sur les deux groupes EP1 = EP2 EP4 = EP5	108.58	18	0.955	0.032

Tableau 8. : Test de l'invariance des structures et des paramètres du modèle quasi-simplex sur 2 groupes de revenus pour les ménages à 2 groupes. (N=435; dl = degrés de liberté; GFI = index d'adéquation; DSR = déviation standard des résidus).

L'interprétation des résultats n'offre pas d'ambiguïtés. Dès lors que l'on veut tester l'invariance de la structure du modèle D ou du modèle E (tableau numéro 3) sur les deux groupes de revenus, on constate que les solutions ne sont pas satisfaisantes. Les solutions attendues diffèrent fortement des solutions observées. Le Chi2 est élevé; l'index d'adéquation est relativement faible et les résidus sont importants.

L'examen détaillé des résidus normalisés est d'ailleurs informatif, car on peut voir quelles sont les variables responsables de l'inadéquation.

Variable	Rev	Bou	Vet	Ali	Med	Rac	Cha	Loy
Rev	0.000							
Bou	0.000	-0.000						
Vet	-0.118	0.095	0.000					
Ali	-0.007	-0.058	-0.023	0.000				
Med	0.055	-0.254	0.051	0.022	-0.000			
Rac	0.670	0.750	-0.553	-0.121	-1.226	0.000		
Cha	3.599	3.644	2.034	1.988	1.399	-0.032	0.000	
Loy	-0.394	0.000	-2.357	-2.005	-3.034	0.295	-0.549	0.000

Tableau 9. : Résidus normalisés des 8 variables subjectives du modèle B1.

On voit que l'inadéquation se réalise principalement par les 3 variables du questionnaire A (Rac, Cha et Loy). Entre ces questions et les 5 autres -spécifiques aux groupes de revenus- il n'y a pas d'invariance structurale entre les deux groupes de revenus. Ceci nous amène à la mise à l'épreuve du modèle C1, qui teste l'invariance de la structure quasi-simplex sur les deux groupes de revenus, des seules questions du questionnaire B. Nous constatons que les solutions se sont améliorées. La probabilité du Chi2 est même de 0.002. La valeur absolue du résidu normalisé le plus élevé est seulement de 0.2. Si maintenant on veut être plus exigeant et tester, non l'égalité des structures, mais également l'égalité de l'estimation des paramètres du modèle C1, on constate (modèle D1) que l'adéquation se détériore. Ceci nous conduit à rejeter l'hypothèse d'égalité des paramètres, mais à retenir l'hypothèse d'égalité des structures.

hiérarchie entre les items en termes de "dureté" de la représentation de la difficulté. Les items les plus globaux font référence à des représentations que nous appelons "molles", alors que des items précis, comme le loyer et le chauffage se réfèrent à des représentations que l'on peut qualifier de "dures".

2. On peut également interpréter la hiérarchie observée entre les items en tenant compte de l'origine des questions. En effet, on constate que les 5 premiers items font partie du questionnaire B (c'est-à-dire les réponses propres au groupe principal) alors que les 3 derniers items font partie du questionnaire A. La structure des réponses appuie la stratégie d'analyse qui fût la nôtre, en définissant les items en fonction des réponses du groupe principal. Les représentations des difficultés du groupe principal "déterminent" (dans le sens statistique) les représentations propres au ménage tout entier. Les réponses propres au ménage et les réponses propres au groupe principal font partie de la même chaîne de réponses.

3. Le modèle "quasi-simplex" retenu ici comme étant adéquat pour les données, relâche les propriétés du modèle simplex parfait. En effet, le modèle simplex parfait est déterministe. Il n'y a pas d'erreurs de mesure. Dans ce cas, en quelque sorte "idéal", mais que l'on ne retrouve pas souvent en sciences sociales, les relations d'ordre entre les items et les sujets sont parfaitement respectées. Un sujet qui éprouverait, par exemple, des difficultés pour payer le loyer, énoncerait également des difficultés pour payer l'alimentation ou pour joindre les deux bouts. Le fait qu'il y ait des erreurs de mesure relâche cette propriété. Il y a certes beaucoup de chances que ce soit le cas, mais il ne s'agit en fait, que de probabilités et non d'une certitude. Dans ce sens, le modèle quasi-simplex de Guttman ressemble au modèle de Rasch, mais l'invariance de la pente de la courbe caractéristique des items n'est pas postulée.

La façon la plus simple d'exprimer la position des ménages, quant à la variable subjective est de faire la sommation simple des 8 items de difficulté. La répartition des ménages, quant à cette variable est donnée dans le tableau suivant:

Ménages à trois groupes de revenus et plus

Les analyses suivantes ont été faites sur les 200 ménages qui sont composés de trois groupes de revenus ou plus. En effet, nous avons constitué ce sous-échantillon pour avoir suffisamment de ménages pour que les analyses par le LISREL soient encore possibles.

Les matrices de corrélations des trois premiers gorupes de ces ménages se trouvent reproduites dans les tableaux suivants.

Variable	Rev	Bou	Vet	Ali	Med	Rac	Cha	Loy
Rev	1.000							
Bou	0.848	1.000						
Vet	0.590	0.702	1.000					
Ali	0.622	0.714	0.862	1.000				
Med	0.537	0.630	0.814	0.832	1.000			
Rac	0.406	0.505	0.588	0.598	0.491	1.000		
Cha	0.473	0.564	0.576	0.541	0.458	0.842	1.000	
Loy	0.177	0.208	0.322	0.393	0.363	0.560	0.459	1.000

Tableau 10. : Matrice de corrélations des 8 variables subjectives du groupe principal des ménages à 3 groupes de revenus et plus (N=200).

Variable	Rev	Bou	Vet	Ali	Med	Rac	Cha	Loy
Rev	1.000							
Bou	0.880	1.000						
Vet	0.589	0.629	1.000					
Ali	0.653	0.681	0.855	1.000				
Med	0.522	0.590	0.814	0.738	1.000			
Rac	0.310	0.372	0.418	0.438	0.280	1.000		
Cha	0.318	0.360	0.361	0.369	0.224	0.842	1.000	
Loy	0.300	0.320	0.257	0.300	0.177	0.560	0.495	1.000

Tableau 11. : Matrice de corrélations des variables subjectives du groupe numéro 2 des ménages à 3 groupes de revenus et plus (N=200).

Variable	Rev	Bou	Vet	Ali	Med	Rac	Cha	Loy
Rev	1.000							
Bou	0.927	1.000						
Vet	0.651	0.690	1.000					
Ali	0.570	0.611	0.875	1.000				
Med	0.544	0.559	0.862	0.890	1.000			
Rac	0.290	0.241	0.337	0.363	0.291	1.000		
Cha	0.288	0.338	0.278	0.316	0.253	0.842	1.000	
Loy	0.216	0.240	0.307	0.282	0.334	0.560	0.495	1.000

Tableau 12. : Matrice de corrélations des variables subjectives du groupe numéro 3 des ménages à 3 groupes de revenus (N=200).

Les résultats de l'analyse par le LISREL sont résumés dans le tableau 16. Nous examinerons dans quelle mesure la structure quasi-simplex des groupes numéros 2 et 3 correspond à celle du groupe numéro 1. Nous mettrons à l'épreuve les mêmes modèles que ceux qui ont été utilisés pour l'analyse des ménages à deux groupes.

	Modèle	Chi2	dl	GFI	DSR
A2.	Test de l'invariance de la structure du modèle D (Tab.3) sur les trois groupes EP1 = EP2 EP7 = EP8	176.36	45	0.898	0.051
B2.	Test de l'invariance de la structure du modèle E (Tab.3) sur les trois groupes EP1 = EP2 EP7 = EP8 PS5 = PS7 = 0	194.74	51	0.895	0.052
C2.	Test de l'invariance de la structure d'un modèle à 5 variables sur les trois groupes EP1 = EP2 EP4 = EP5	16.94	9	0.987	0.009
D2.	Test de l'invariance des paramètres du modèle C2 sur les trois groupes EP1 = EP2 EP4 = EP5	107.84	33	0.892	0.033

Tableau 13. : Test de l'invariance des structures et des paramètres d'un modèle quasi-simplex sur 3 groupes de revenus pour les ménages à 3 groupes et plus. (N = 200: dl = degrés de liberté; GFI = index d'adéquation; DSR = déviation standard des résidus).

Les résultats vont exactement dans le même sens que ceux qui ont été observés lors de l'analyse avec deux groupes de revenus. Les solutions avec 8 variables sont insatisfaisantes, alors que l'adéquation est tout à fait acceptable lorsque l'on ne retient pour l'analyse que les 5 variables du questionnaire B. Dans ce cas, les résidus sont négligeables et la valeur p du Chi2 est même de 0.05. Ici nous pouvons également rejeter l'hypothèse de l'égalité des paramètres (modèle D2), mais retenir l'hypothèse de l'égalité des structures (modèle C2) des trois groupes.

5. INTERPRETATIONS

Comment faut-il interpréter les résultats obtenus? Comment peut-on utiliser ces résultats sur le plan pratique? Comment allons-nous transposer les résultats de la modélisation, réalisée précédemment, en indicateurs utiles dont nous aurons besoin pour la suite de la recherche? Quelles sont les relations entre ces indicateurs et d'autres mesures de la pauvreté? En d'autres termes, ces questions subjectives sont-elles reliées à d'autres indicateurs de la pauvreté et comment faut-il interpréter ces relations?

Les analyses précédentes montrent que l'interprétation doit être réalisée en termes de ménage et en termes de groupe. Aussi nous tiendrons compte, dans cette discussion, de ces deux aspects.

Interprétations en termes de ménage

L'adéquation des données à un modèle quasi-simplex permet de donner une interprétation aux résultats.

1. Il existe un ordre entre les variables en termes de complexité. Les variables exogènes "expliquent" statistiquement les variables endogènes. En d'autres termes, la variable "difficultés à payer le loyer" (Loy) est expliquée entièrement par les variables qui la précèdent.

   L'ordre entre les variables peut être représenté comme suit:

   Rev ➔ Bou ➔ Vet ➔ Ali ➔ Med ➔ Rac ➔ Cha ➔ Loy

   On voit que des questions relativement globales, comme avoir des difficultés avec le revenu (Rev) et difficultés à joindre les deux bouts (Bou) apparaissent comme plus simples que des questions précises concernant les difficultés pour payer le chauffage (Cha) ou le loyer (Loy), qui par le modèle, font référence à des représentations plus complexes. On peut également interpréter la

score	fréquence	pourcentage
8	1267	62.9
9	140	7.0
10	135	6.7
11	79	4.0
12	67	3.3
13	57	2.8
14	54	2.7
15	47	2.3
16	45	2.2
17	20	1.0
18	17	0.8
19	13	0.6
20	13	0.6
21	11	0.5
22	11	0.5
23	7	0.3
24	8	0.4
25	1	0.0
26	11	0.5
27	2	0.1
28	3	0.1
29	3	0.1
30 et +	2	0.1
Total	2013	100

Tableau 14. : Tableau de fréquences des ménages sur l'indice de difficultés subjectives (M = 9.9; s = 3.65; N = 2013).

Il s'agit d'un indicateur dont la distribution est asymétrique vers la gauche. Ce qui veut dire que la plupart des ménages n'éprouvent guère de difficultés et qu'un petit nombre seulement éprouve des difficultés graves sur les 8 items.

La fidélité de l'indicateur est bonne. La consistance interne, calculée d'après la formule de Cronbach est de 0.92.

La **validité de construct** présuppose qu'il existe des liaisons entre l'indicateur et d'autres mesures de la pauvreté. Nous avons repris l'échelle de pauvreté de type raschienne et des indicateurs de revenus. Les corrélations observées sont les suivantes:

Indicateurs	corrélation Bravais-Pearson
revenu disponible ménage	-0.21
log revenu disponible	-0.25
revenu disponible pondéré	-0.26
log revenu pondéré	-0.28
score de Rasch	0.39

Tableau 15. : Coefficients de validité de l'indicateur de pauvreté subjective (N = 2013).

Les coefficients de validité vont dans le sens attendu. L'indicateur de pauvreté subjective est en liaison avec d'autres mesures de la pauvreté. Les corrélations Bravais-Pearson sont toutes significativement différentes de zéro (seuil inf. à 0.0001). Les corrélations ne sont cependant pas suffisamment importantes, pour qu'il y ait une complète redondance entre ce que mesure l'indicateur subjectif et les autres indicateurs.

En outre, il convient d'insister sur le fait que les relations entre l'indicateur de pauvreté subjective et le revenu total, tout comme la relation entre l'indicateur de pauvreté subjective et le score de Rasch (voir DICKES, 1988: document PSELL, numéro 5) n'est pas linéaire.

Si nous regroupons le revenu par classes, nous constatons que l'indicateur de pauvreté subjective se distribue comme suit:

Revenu total du ménage par classes en francs luxembourgeois	nombre	moyenne	déviation standard
inférieur à 10001 frs.	11	14.82	9.34
10001 à 20000 frs.	46	13.33	6.63
20001 à 30000 frs.	158	11.75	5.52
30001 à 40000 frs.	165	10.53	4.34
40001 à 50000 frs.	209	10.25	3.46
50001 à 60000 frs.	231	10.03	3.20
60001 à 70000 frs.	217	9.78	2.94
70001 à 80000 frs.	206	9.58	3.32
80001 à 90000 frs.	171	9.35	2.68
90001 à 100000 frs.	145	9.62	3.51
100001 à 110000 frs.	102	9.25	2.58
110001 à 120000 frs.	83	8.98	2.70
120001 à 130000 frs.	58	8.62	1.77
130001 à 140000 frs.	47	8.60	1.56
140001 à 150000 frs.	42	9.19	2.76
150001 et plus	122	8.45	1.20

Tableau 16. : Nombre, moyenne et déviation standard de l'indicateur de pauvreté subjective par classe de revenu total du ménage. (ETA = 0.28; effets linéaires et non linéaires statistiquement significatifs avec $p < 0.0001$).

De la même façon, on peut suivre l'évolution de l'indicateur de pauvreté subjective en fonction de la position des ménages quant au score de Rasch.

Score du Rasch du ménage par classes	nombre	moyenne	déviation standard
0 à 2	236	8.55	1.54
3	215	8.90	1.87
4	292	8.94	2.32
5	280	9.36	2.90
6	266	9.34	2.92
7	210	10.13	3.24
8	176	10.82	4.11
9 et 10	207	11.39	4.44
11 et plus	131	14.44	6.63

Tableau 17. : Nombre, moyenne et déviation standard de l'indicateur de pauvreté subjective par classe du score de Rasch du ménage. (ETA = 0.41; effets linéaires et non linéaires statistiquement significatifs avec $p < 0.0001$).

On constate qu'au fur et à mesure que l'échelle de pauvreté est prononcée pour les ménages, le sentiment d'avoir des difficultés s'intensifie. La moyenne est de 14.44 pour les sujets qui ont un score de Rasch supérieur à 10, ce qui correspond à 50 wits à peu près.

En outre, il faut remarquer que la variance du score de pauvreté subjective augmente lorsque le revenu total du ménage diminue et que la position des ménages sur l'échelle objective de pauvreté (l'échelle composée par la sommation des items raschiens) augmente.

Interprétation en termes de groupes

L'interprétation des indicateurs de pauvreté subjective pour les groupes doit tenir compte de l'analyse menée précédemment. En effet, nous avons pu tester l'invariance de la structure guttmanienne pour les 5 variables du questionnaire B et ceci pour le sous-échantillon des ménages composés de 2 groupes et de 3 groupes et plus. Nous avons réussi à montrer que les cinq items forment une structure quasi-simplex du type suivant:

Rev ➔ Bou ➔ Vet ➔ Ali ➔ Med

Nous pouvons donc construire pour chacun des sous-groupes un indicateur de pauvreté subjective, en faisant la somme des items guttmaniens.

Score de pauvreté subjective	Ménages à 2 groupes (N = 435)				Ménages à 3 groupes (N = 200)					
	groupe 1		groupe 2		groupe 1		groupe 2		groupe 3	
	F	%	F	%	F	%	F	%	F	%
5	295	67.8	325	74.7	129	64.5	149	74.5	156	78.0
6	31	7.1	17	3.9	14	7.0	8	4.0	11	5.5
7	24	5.5	27	6.2	18	9.0	11	5.5	7	3.5
8	17	3.9	14	3.2	11	5.5	6	3.0	3	1.5
9	20	4.6	9	2.1	4	2.0	8	4.0	3	1.5
10	19	4.4	10	2.3	7	3.5	7	3.5	3	1.5
11	7	1.6	7	1.6	4	2.0	4	4.0	6	3.0
12	6	1.4	6	1.4	0	0.0	0	0.0	3	1.5
13	7	1.6	5	1.1	6	3.0	2	1.0	2	1.0
14 et plus	9	2.1	15	3.4	7	3.5	5	2.5	6	3.0
total	435	100.0	435	100.0	200	100.0	200	100.0	200	100.0
moyenne	6.27		6.17		6.46		6.09		6.05	
écart-type	2.49		2.77		2.88		2.52		2.74	
r(tt)	0.85		0.85		0.84		0.85		0.85	

Tableau 18. : Statistiques univariées des indicateurs de pauvreté subjective des groupes de revenus (F = fréquence; % = pourcentage; r(tt) = coefficient alpha de Cronbach).

La différence entre les moyennes des groupes 1 des ménages à 2 groupes de revenus et des ménages à 3 groupes de revenus et plus n'est pas statistiquement significative ($t = -0.82$; $p = 0.413$). De la même façon, les différences entre les moyennes des groupes numéro 2 entre les deux sous-échantillons n'est pas statistiquement significative ($t = 0.36$; $p = 0.717$).

Si nous examinons les moyennes entre le premier et le second groupe, pour les ménages à 2 groupes de revenus, nous constatons que les moyennes diffèrent très peu. La différence entre ces moyennes n'est pas significative ($t = 0.82$; $p = 0.411$). Si nous prenons les ménages à trois groupes de revenus et plus, on constate que les différences entre les moyennes du groupe 1 et chacun des deux autres groupes est relativement grande. Entre le groupe 1 et le groupe 2, la différence est de 0.375, mais elle n'est pas significative au niveau de $p = 0.05$ ($t = 1.78$; $p = 0.077$). Entre le groupe 1 et le groupe 3, la différence est de 0.415. Elle est significative au niveau de $p = 0.05$ ($t = 1.99$; $p = 0.048$). Par contre, entre le groupe 2 et le groupe 3, la différence entre les moyennes (qui est de 0.04) n'est pas significative ($t = 0.29$; $p = 0.773$).

Il semble que des différences de moyennes entre les indicateurs de pauvreté subjective apparaissent lorsque les ménages contiennent plus de deux sous-groupes. Le groupe principal se différencie des deux autres, alors que les groupes secondaires ne se différencient guère.

Par ailleurs, la fidélité des mesures, calculée au moyen du coefficient alpha de Cronbach, est tout à fait satisfaisante, lorsque l'on considère que les mesures sont constituées à partir de 5 variables.

Nous pouvons encore compléter l'analyse en nous référant aux corrélations entre les indicateurs à l'intérieur de chaque type de ménages.

Pour les ménages composés de deux groupes, la matrice de corrélation entre les indicateurs de pauvreté subjective, objective et pécuniaire se trouve représentée dans le tableau suivant:

	A	B	C	D	E
A. pauvreté subjective du ménage					
B. pauvreté subjective groupe 1	0.953				
C. pauvreté subjective groupe 2	0.560	0.529			
D. log du revenu disponible du ménage	-0.321	-0.339	-0.258		
E. log du revenu disponible pondéré	-0.389	-0.401	-0.246	0.753	
F. score de Rasch	0.401	0.387	0.271	-0.422	-0.285

Tableau 19. : Corrélations entre les indicateurs de pauvreté des ménages à deux groupes de revenus (N = 435).

Les indications homologues pour les ménages à trois groupes de revenus et plus sont reproduits dans le tableau suivant:

	A	B	C	D	E	F
A. pauvreté subjective du ménage						
B. pauvreté subjective groupe 1	0.969					
C. pauvreté subjective groupe 2	0.442	0.396				
D. pauvreté subjective groupe 3	0.470	0.449	0.724			
E. log du revenu disponible du ménage	-0.318	-0.324	-0.228	-0.191		
F. log du revenu disponible pondéré	-0.369	-0.386	-0.282	0.254	0.760	
G. score de Rasch	0.379	0.378	0.285	0.328	-0.385	-0.366

Tableau 20. : Corrélations entre les indicateurs de pauvreté des ménages à trois groupes de revenus et plus (N = 200).

L'interprétation que nous pouvons dégager à partir des tableaux précédents est la suivante:

1. L'indicateur de difficulté subjective du ménage pour chacun des sous-échantillons est corrélé à peu près de la même façon avec les indicateurs de revenus (log du revenu disponible et log du revenu disponible pondéré) et le score de Rasch qu'il l'est dans l'échantillon total (tableau 6.). C'est avec le score de Rasch que la corrélation est la plus élevée, le quotient familial vient en seconde position et le revenu total du ménage en troisième position. Les corrélations sont suffisantes, pour en faire un indicateur de pauvreté.

2. L'indicateur de pauvreté du groupe principal pour les deux sous-échantillons est plus corrélé avec les indicateurs objectifs (revenu et score de Rasch) que l'indicateur de pauvreté subjective des sous-groupes 2 et 3.

3. L'indicateur de pauvreté subjective du groupe principal est fortement corrélé avec l'indicateur de pauvreté subjective du ménage. La corrélation est de l'ordre de 0.90. Ceci n'est pas étonnant, puisque 5 items sont communs aux deux indicateurs. La corrélation entre la pauvreté subjective du ménage et celle des groupes 2 et 3 est moindre et est de l'ordre de 0.40 - 0.50. La même corrélation s'observe entre la pauvreté du groupe principal et les groupes secondaires. Dans tous les cas, la corrélation entre les groupes 2 et 3 (r est de l'ordre de 0.7) est plus élevée que la corrélation entre le groupe principal et les groupes secondaires. On peut donc penser que les membres, qui forment les groupes secondaires dans un ménage, ont une autre perception que celle du groupe principal.

On pourrait schématiser les relations observées de la façon suivante:

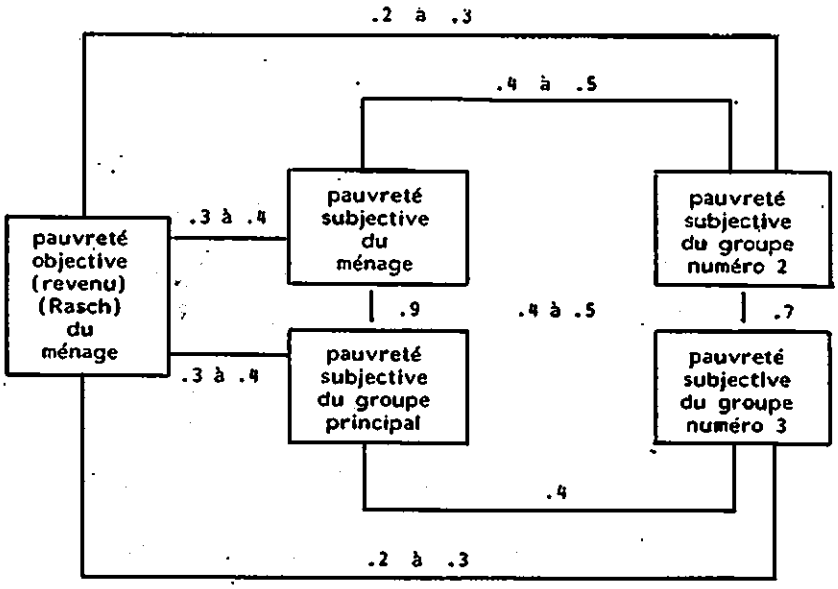


Figure 2 : Représentation schématique entre les indicateurs objectifs et subjectifs de la pauvreté pour les ménages et les groupes de revenus.

6. INDICATEUR SIMPLE DE PAUVRETE SUBJECTIVE POUR LE MENAGE

L'indicateur que nous venons de construire pour le ménage est constitué par la sommation des huit items, qui, d'après le modèle LISREL, correspondent à une structure quasi-simplex de Guttman. Cet indicateur se prête bien aux calculs statistiques du fait que les gradients sont bien différenciés. Par contre, le score est difficilement interprétable car les poids des diverses modalités interviennent différemment dans la sommation. Il est dès lors tentant de calculer un score composite plus simple, qui se baserait sur des coupures dichotomiques des variables d'origine.

A partir de chacune des huit variables d'origine, nous avons créé un score dichotomique. Lorsque le sujet n'éprouve aucune difficulté, la valeur attribuée à la variable est égale à "zéro", et la valeur "un" est attribuée dans tous les autres cas. Ceci nous donne les probabilités d'apparition des difficultés pour chacune des variables.

Difficultés	Probabilité d'une réponse positive
1. Loyer	0.11
2. Raccords eau-gaz-électricité	0.15
3. Chauffage	0.18
4. Revenu	0.22
5. Joindre les deux bouts	0.18
6. Alimentation	0.17
7. Medical	0.16
8. Vêtements	0.24

Tableau 21. : Probabilité d'apparition des items dichotomiques rendant compte des difficultés subjectives pour les ménages (N =2013).

On pourrait, maintenant, réaliser un score composite en faisant la sommation simple des huit difficultés. Cependant, il est légitime de justifier le calcul par un modèle de mesure. Il se pourrait, en effet, que la hiérarchie guttmanienne, observée précédemment, ne tienne plus.

Afin de vérifier la structure guttmanienne d'items dichotomiques, le modèle LISREL ne convient plus. En effet, d'après JORESKOG et SORBOM (1978), on rencontre de sérieux problèmes dans l'application du modèle LISREL lorsque les variables sont nominales ou dichotomiques. Il est, dès lors, nécessaire d'utiliser d'autres modèles de mesure. Nous avons choisi la méthode de l'échelonnement multidimensionnel (Multidimensional Scaling), proposé par KRUSKALL et WISH (1978) et CARROLL et ARABIE (1980).

La solution à deux dimensions met nettement en évidence la structure guttmanienne des items dichotomiques. Par la représentation graphique ci-dessous, on peut visualiser la structure typique selon Guttman.

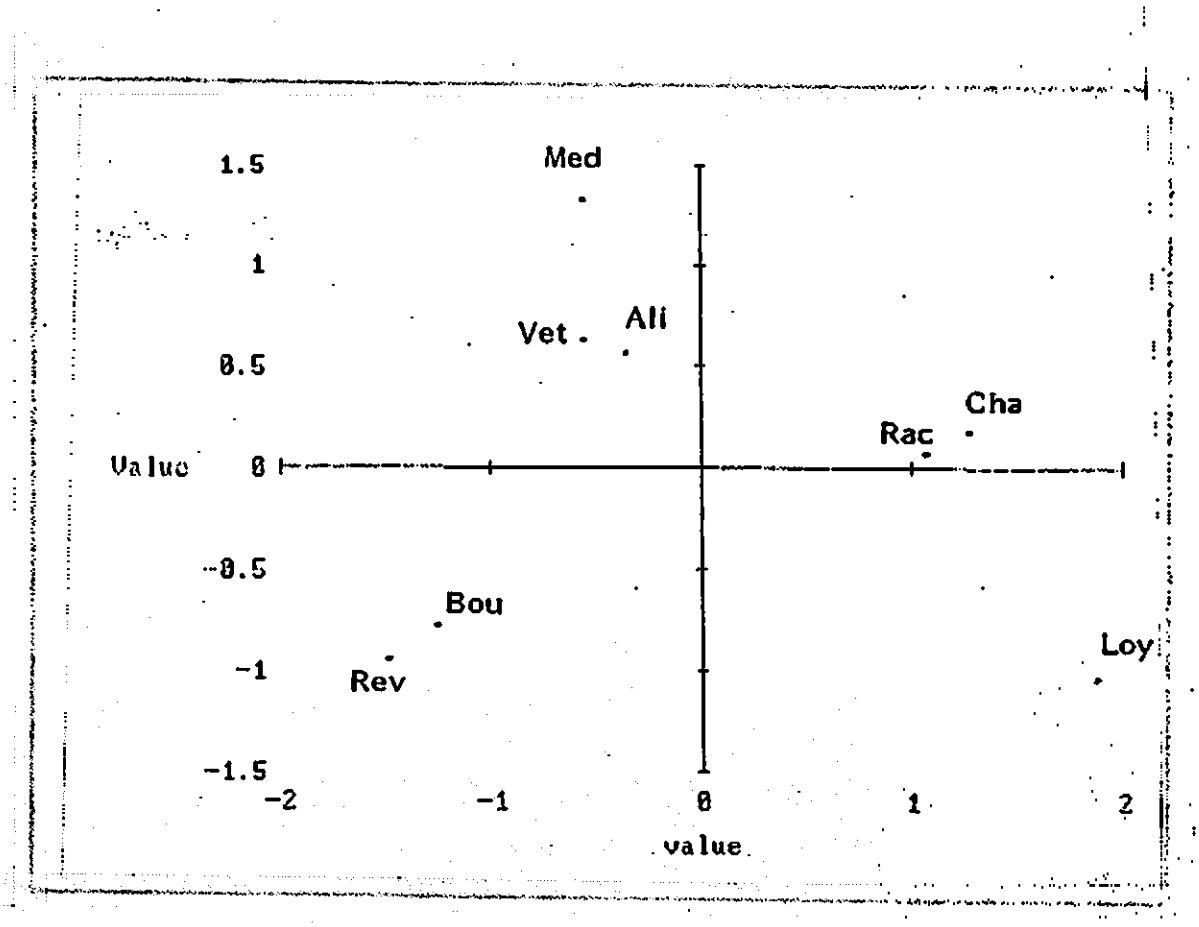


Figure 3 : Représentation des stimuli dichotomiques dans l'espace multidimensionnel.

L'ajustement entre les proximités des stimuli (mesurées par le coefficient de Bravais-Pearson) et les disparités entre stimuli en fonction des deux dimensions est excellent. La valeur du coefficient de "Stress" (formule 1 de Kruskall) est de 0.02. Ceci donne une valeur de $R^2 = 0.998$.

On observe la hiérarchie suivante:

Rev ➔ Bou ➔ Med ➔ Vet ➔ Ali ➔ Rac ➔ Cha ➔ Loy

L'ordre entre les stimuli "Med", "Vet" et "Ali" ne correspond pas tout à fait à l'ordre observé lors de l'analyse par le LISREL. Ces stimuli sont très proches dans l'espace défini par les deux dimensions. Sans doute, la dichotomisation fait perdre de la sensibilité à ces variables. Par contre, l'ordre des stimuli extrêmes -"Rev" et "Bou"- d'une part, et -"Rac", "Cha" et "Loy"- d'autre part, est respecté.

Les valeurs des stimuli sur les deux dimensions sont représentées dans le tableau suivant:

Stimuli	Dimensions 1	2	r_{it}
4. Revenu (Rev)	-1.49	-0.95	0.65
5. Joindre les deux bouts (Bou)	-1.26	-0.79	0.70
7. Medical (Med)	-0.56	1.32	0.67
8. Vêtements (Vet)	-0.56	0.63	0.74
6. Alimentation (Ali)	-0.36	0.56	0.77
2. Raccords eau gaz électricité (Rac)	1.07	0.07	0.74
3. Chauffage (Cha)	1.28	0.18	0.72
1. Loyer (Loy)	1.88	-1.04	0.58

Tableau 22. : Position des stimuli dichotomiques sur les deux dimensions de l'analyse multidimensionnelle et coefficient de discrimination (r_{it} = corrélation item - total corrigé).

Le score composite que l'on peut construire à partir des huit stimuli, par sommation simple est le suivant:

Modalité	Fréquence	Pourcentage
- aucune difficulté	1267	62.9
- une difficulté	171	8.5
- deux difficultés	131	6.5
- trois difficultés	99	4.9
- quatre difficultés	70	3.5
- cinq difficultés	70	3.5
- six difficultés	59	2.9
- sept difficultés	64	3.2
- huit difficultés	82	4.1

Tableau 23. : Répartition du nombre de difficultés par ménages (N = 2013).

La signification de cette variable est du même ordre que celle du score, composé à partir du LISREL. La corrélation Bravais-Pearson entre les deux scores est de 0.92. La consistance interne de l'échelle est de 0.90. On peut donc affirmer que l'on possède une échelle psychométriquement solide, que nous utiliserons comme variable de référence dans d'autres analyses.

CONCLUSIONS

Dans cette recherche, on a réussi à montrer que les réponses -des représentants du groupe principal- à des questions concernant des difficultés du ménage (à joindre les deux bouts, payer le loyer, payer les vêtements, etc.) forment une structure unitaire. Même si le nombre de ménages ayant le sentiment d'éprouver des difficultés est relativement petit (de l'ordre de 20 à 30%), on a pu montrer que les réponses satisfont une structure quasi-simplex, que nous avons vérifiée au moyen du LISREL. On a donc construit un score unique que nous avons désigné par le terme "d'indicateur subjectif de pauvreté". Une telle interprétation a été validée à partir des liaisons entre l'indicateur et des mesures compétitives de la pauvreté.

Un tel indicateur a pu être assuré pour le ménage en prenant les réponses du groupe principal. Mais on a également réussi à construire des indicateurs subjectifs pour les groupes. L'indicateur subjectif de pauvreté pour le groupe principal correspond pratiquement à l'indicateur subjectif pour le ménage. Mais les indicateurs subjectifs de pauvreté pour les groupes numéro 2 (si le ménage est composé de 2 groupes) et les groupes numéro 3 (si le ménage est composé de trois groupes) sont faiblement reliés les uns aux autres. Il semble que le poids des difficultés est éprouvé de façon différentielle par les membres du ménage, selon qu'ils appartiennent au groupe principal ou aux groupes secondaires.

Un score simple de pauvreté subjective a été construit dont la nature hiérarchique a été démontrée par la méthode de l'échelonnement multidimensionnel. Sa consistance interne correspond aux standards de la psychométrie traditionnelle.

BIBLIOGRAPHIE

CARROLL, J.D. et ARABIE, P. Multidimensional Scaling. *Annual Review of Psychology*, 1980, 31, 607-649.

DICKES, P., HAUSMAN, P., & KERGER, A. *Méthodologie générale et répertoire des variables*. Document PSELL No. 1. Walferdange: Centre d'Etudes de Populations, de Pauvreté et de Politiques Socio-économiques, 1987.

DICKES, P. *Un indicateur pour mesurer la pauvreté objective. Théorie et application dans la première vague du panel socio-économique luxembourgeois*. Document PSELL No. 5. Walferdange: Centre d'Etudes de Populations, de Pauvreté et de Politiques Socio-économiques, 1987.

DELEECK, H. & BERGHMAN, J. *Prestations sociales et redistribution des revenus en Belgique*. Paris: Institut Européen d'Education et de Politique sociale, 1985.

GUTTMAN, L. A new Approach to Factor Analysis: the Radex. In P. Lazarsfeld (Ed.), *Mathematical thinking in the social sciences*. Glencoe, Ill.: The Free Press, 1954.

JORESKOG, K.G. A general model for analysis of covariance structures. *Biometrika*, 1970, 57, 239-251. (a)

JORESKOG, K.G. Estimation and testing of simplex models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 1970, 23, 121-145. (b)

JORESKOG, K.G. A general method for estimating linear structural equation system. In: A.S. Goldberger and O.D. Duncan (Eds.), *Structural equation models in the social sciences*. New-York: Seminar Press, 1973.

JORESKOG, K.G. and SORBOM, D. *Lisrel IV Analysis of linear structural relationships by the method of maximum likehood*. Chicago: National Educational Resources, 1978.

KRUSKALL, J.B. & WISH, M. *Multidimensional scaling*. (Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-011). London: Sage Publications, 1978.

TOWNSEND P. *Poverty in the United-Kingdom*. Hardmondsworth: Penguin Books, 1979.

A N N E X E S

ANNEXES

ANNEXE A: Distribution des réponses subjectives

A15 a. Au cours des 12 derniers mois vous êtes-il arrivé d'avoir des difficultés pour payer le loyer (ou emprunt).

	nombre	%
- aucun problème	870	43.2
- quelques difficultés	153	7.6
- beaucoup de difficultés	44	2.2
- au point d'être menacé d'expulsion	2	0.1
- au point de devoir déménager	0	0.0
- ne s'applique pas	932	46.3
- ne sait pas	12	0.6
total	2013	100

A15 b. Au cours des 12 derniers mois vous êtes-il arrivé d'avoir des difficultés pour payer l'eau, le gaz, l'électricité.

	nombre	%
- aucun problème	1715	85.2
- quelques difficultés	223	11.1
- beaucoup de difficultés	61	3.0
- au point de demander des aménagements	2	0.1
- au point d'en être privé	2	0.1
- ne sait pas	10	0.5
total	2013	100

A15 c. Au cours des 12 derniers mois vous êtes-il arrivé d'avoir des difficultés pour payer le chauffage.

	nombre	%
- aucun problème	1649	81.9
- quelques difficultés	247	12.3
- beaucoup de difficultés	102	5.1
- au point de demander des aménagements	4	0.2
- au point d'en être privé	1	0.0
- ne sait pas	10	0.5
total	2013	100

B3. Avec votre revenu mensuel, votre ménage/groupe vit-il..

	nombre	%
- très difficilement	50	2.5
- difficilement	91	4.5
- assez difficilement	295	14.6
- assez facilement	561	27.9
- facilement	635	31.5
- très facilement	359	17.8
- ne sait pas	22	1.1
total	2013	100

B4. Dans votre ménage/groupe éprouvez des difficultés à joindre les deux bouts?

	nombre	%
- énormément de difficultés	42	2.1
- beaucoup de difficultés	54	2.7
- assez de difficultés	267	13.3
- pas trop de difficultés	379	18.9
- peu de difficultés	455	22.6
- aucune difficulté	796	39.5
- ne sait pas	21	1.0
total	2013	100

B10 a. Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-il arrivé d'avoir des difficultés pour rembourser vos emprunts (autres que logement)

	nombre	%
- aucun problème	311	15.4
- quelques difficultés	89	4.5
- beaucoup de difficultés	38	1.9
- au point de demander aménagements	4	0.2
- au point d'avoir subi une saisie	2	0.2
- ne s'applique pas	1566	77.8
- ne sait pas	3	0.1
total	2013	100

B10 a. Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-il arrivé d'avoir des difficultés pour payer l'alimentation.

	nombre	%
- aucun problème	1666	82.8
- quelques difficultés	264	13.1
- beaucoup de difficultés	68	3.4
- au point de demander un crédit	1	0.0
- au point d'être aidé	9	0.4
- ne sait pas	5	0.2
total	2013	100

B10 a. Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-il arrivé d'avoir des difficultés pour payer le médecin, dentiste et les médicaments.

	nombre	%
- aucun problème	1687	83.8
- quelques difficultés	218	10.8
- beaucoup de difficultés	92	4.6
- au point de demander un crédit	1	0.0
- au point d'être aidé	8	0.4
- ne sait pas	7	0.3
total	2013	100

B10 a. Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-il arrivé d'avoir des difficultés pour payer les frais vestimentaires.

	nombre	%
- aucun problème	1540	76.5
- quelques difficultés	329	16.3
- beaucoup de difficultés	107	5.3
- au point de vous priver nécessaire	18	0.9
- au point de demander de l'aide	12	0.6
- ne sait pas	7	0.3
total	2013	100

ANNEXE B: Equations du modèle quasi-simplex de Guttman

Equation du modèle de mesure:

$$\begin{matrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \\ y_6 \\ y_7 \\ y_8 \end{matrix} = \begin{matrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{matrix} \begin{matrix} ET_1 \\ ET_2 \\ ET_3 \\ ET_4 \\ ET_5 \\ ET_6 \\ ET_7 \\ ET_8 \end{matrix} + \begin{matrix} EP_1 \\ EP_2 \\ EP_3 \\ EP_4 \\ EP_5 \\ EP_6 \\ EP_7 \\ EP_8 \end{matrix}$$

Equation du modèle structural:

$$\begin{matrix} ET_1 \\ ET_2 \\ ET_3 \\ ET_4 \\ ET_5 \\ ET_6 \\ ET_7 \\ ET_8 \end{matrix} = \begin{matrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ BE_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & BE_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & BE_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & BE_5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & BE_6 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & BE_7 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & BE_8 & 0 \end{matrix} \begin{matrix} ET_1 \\ ET_2 \\ ET_3 \\ ET_4 \\ ET_5 \\ ET_6 \\ ET_7 \\ ET_8 \end{matrix} + \begin{matrix} ZE_1 \\ ZE_2 \\ ZE_3 \\ ZE_4 \\ ZE_5 \\ ZE_6 \\ ZE_7 \\ ZE_8 \end{matrix}$$

ANNEXE C: Programmes LISREL pour les modèles du tableau 23

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE A UNIFACTORIEL 9 VARIABLES
DA NI=9 NO=2014 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .679 1.000
 .608  .858 1.000
 .392  .475  .479 1.000
 .426  .515  .512  .839 1.000
 .385  .339  .334  .301  .317 1.000
 .493  .616  .590  .575  .647  .365 1.000
 .431  .519  .511  .513  .579  .349  .735 1.000
 .455  .595  .604  .624  .665  .324  .782  .690 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 6 /
MO NX=9 NK=1 LX=FU,FR PH=DI,FR
FI LX(1,1)
ST 1.0 LX(1,1)
OU RS MI FS SS SE
```

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE B QUASI-SIMPLEX 9 VARIABLES
DA NI=9 NO=2014 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .679 1.000
 .608  .858 1.000
 .392  .475  .479 1.000
 .426  .515  .512  .839 1.000
 .385  .339  .334  .301  .317 1.000
 .493  .616  .590  .575  .647  .365 1.000
 .431  .519  .511  .513  .579  .349  .735 1.000
 .455  .595  .604  .624  .665  .324  .782  .690 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 6 /
MO NY=9 NE=9 LY=ID BE=FU PS=DI
FR BE(2,1) BE(3,2) BE(4,3) BE(5,4) BE(6,5) BE(7,6) BE(8,7) BE(9,8)
EQ TE(1,1) TE(2,2)
EQ TE(8,8) TE(9,9)
OU RS MI FS SS SE
```

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE C UNIFACTORIEL 8 VARIABLES
DA NI=9 NO=2014 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .679 1.000
 .608  .858 1.000
 .392  .475  .479 1.000
 .426  .515  .512  .839 1.000
 .385  .339  .334  .301  .317 1.000
 .493  .616  .590  .575  .647  .365 1.000
 .431  .519  .511  .513  .579  .349  .735 1.000
 .455  .595  .604  .624  .665  .324  .782  .690 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 /
MO NX=8 NK=1 LX=FU,FR PH=DI,FR
FI LX(1,1)
ST 1.0 LX(1,1)
OU RS MI FS SS SE
```

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE D QUASI-SIMPLEX 8 VARIABLES
DA NI=9 NO=2014 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .679 1.000
 .608  .858 1.000
 .392  .475  .479 1.000
 .426  .515  .512  .839 1.000
 .385  .339  .334  .301  .317 1.000
 .493  .616  .590  .575  .647  .365 1.000
 .431  .519  .511  .513  .579  .349  .735 1.000
 .455  .595  .604  .624  .665  .324  .782  .690 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 /
MO NY=8 NE=8 LY=ID BE=FU PS=DI
FR BE(2,1) BE(3,2) BE(4,3) BE(5,4) BE(6,5) BE(7,6) BE(8,7)
EQ TE(1,1) TE(2,2)
EQ TE(7,7) TE(8,8)
OU RS MI FS SS SE
```

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE E QUASI-SIMPLEX 8 VARIABLES
DA NI=9 NO=2014 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .679 1.000
 .608  .858 1.000
 .392  .475  .479 1.000
 .426  .515  .512  .839 1.000
 .385  .339  .334  .301  .317 1.000
 .493  .616  .590  .575  .647  .365 1.000
 .431  .519  .511  .513  .579  .349  .735 1.000
 .455  .595  .604  .624  .665  .324  .782  .690 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 /
MO NY=8 NE=8 LY=ID BE=FU PS=DI
FR BE(2,1) BE(3,2) BE(4,3) BE(5,4) BE(6,5) BE(7,6) BE(8,7)
EQ TE(1,1) TE(2,2)
EQ TE(7,7) TE(8,8)
FI PS(5,5) PS(7,7)
OU RS MI FS SS SE
```

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE F SIMPLEX PARFAIT 8 VARIABLES
DA NI=9 NO=2014 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .679 1.000
 .608  .858 1.000
 .392  .475  .479 1.000
 .426  .515  .512  .839 1.000
 .385  .339  .334  .301  .317 1.000
 .493  .616  .590  .575  .647  .365 1.000
 .431  .519  .511  .513  .579  .349  .735 1.000
 .455  .595  .604  .624  .665  .324  .782  .690 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 /
MO NY=8 NE=8 LY=ID BE=FU PS=DI
FR BE(2,1) BE(3,2) BE(4,3) BE(5,4) BE(6,5) BE(7,6) BE(8,7)
FI TE(1,1) TE(2,2) TE(3,3) TE(4,4) TE(5,5) TE(6,6) TE(7,7) TE(8,8)
OU RS MI FS SS SE
```

ANNEXE E: Programmes LISREL pour les modèles du tableau 7.7

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE A1 QUASI-SIMPLEX GROUPE NO. 1
DA NI=9 NO=435 MA=KM NG=2
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .690 1.000
 .592  .849 1.000
 .331  .400  .409 1.000
 .369  .438  .467  .859 1.000
 .407  .386  .369  .289  .311 1.000
 .413  .581  .586  .628  .705  .387 1.000
 .390  .481  .482  .491  .523  .377  .761 1.000
 .388  .576  .574  .653  .714  .287  .776 .670 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 /
MO NY=8 NE=8 LY=ID BE=FU PS=DI
FR BE(2,1) BE(3,2) BE(4,3) BE(5,4) BE(6,5) BE(7,6) BE(8,7)
EQ TE(1,1) TE(2,2)
EQ TE(7,7) TE(8,8)
OU RS MI FS SS SE
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE A1 QUASI-SIMPLEX GROUPE NO. 2
DA NI=9 NO=435 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .690 1.000
 .592  .849 1.000
 .210  .347  .470 1.000
 .233  .356  .477  .864 1.000
 .123  .131  .231  .262  .336 1.000
 .217  .428  .505  .634  .638  .255 1.000
 .150  .349  .454  .603  .595  .277  .833 1.000
 .199  .405  .507  .625  .647  .349  .873  .834 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 /
MO BE=PS PS=PS TE=PS
OU RS MI FS SS SE
```

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE B1 QUASI-SIMPLEX GROUPE NO. 1
DA NI=9 NO=435 MA=KM NG=2
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .690 1.000
 .592  .849 1.000
 .331  .400  .409 1.000
 .369  .438  .467  .859 1.000
 .407  .386  .369  .289  .311 1.000
 .413  .581  .586  .628  .705  .387 1.000
 .390  .481  .482  .491  .523  .377  .761 1.000
 .388  .576  .574  .653  .714  .287  .776 .670 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 /
MO NY=8 NE=8 LY=ID BE=FU PS=DI
FR BE(2,1) BE(3,2) BE(4,3) BE(5,4) BE(6,5) BE(7,6) BE(8,7)
EQ TE(1,1) TE(2,2)
EQ TE(7,7) TE(8,8)
FI PS(5,5) PS(7,7)
OU RS MI FS SS SE
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE B1 QUASI-SIMPLEX GROUPE NO. 2
DA NI=9 NO=435 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .690 1.000
 .592  .849 1.000
 .210  .347  .470 1.000
 .233  .356  .477  .864 1.000
 .123  .131  .231  .262  .336 1.000
 .217  .428  .505  .634  .638  .255 1.000
 .150  .349  .454  .603  .595  .277  .833 1.000
 .199  .405  .507  .625  .647  .349  .873  .834 1.000
SE
4 5 9 7 8 2 3 1 /
MO BE=PS PS=PS TE=PS
OU RS MI FS SS SE
```

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE C1 QUASI-SIMPLEX GROUPE NO. 1
DA NI=9 NO=435 MA=KM NG=2
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .690 1.000
 .592  .849 1.000
 .331  .400  .409 1.000
 .369  .438  .467  .859 1.000
 .407  .386  .369  .289  .311 1.000
 .413  .581  .586  .628  .705  .387 1.000
 .390  .481  .482  .491  .523  .377  .761 1.000
 .388  .576  .574  .653  .714  .287  .776 .670 1.000
SE
4 5 9 7 8  /
MO NY=5 NE=5 LY=ID BE=FU PS=DI
FR BE(2,1) BE(3,2) BE(4,3) BE(5,4)
EQ TE(1,1) TE(2,2)
EQ TE(4,4) TE(5,5)
OU RS MI FS SS SE
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE C1 QUASI-SIMPLEX GROUPE NO. 2
DA NI=9 NO=435 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .690 1.000
 .592  .849 1.000
 .210  .347  .470 1.000
 .233  .356  .477  .864 1.000
 .123  .131  .231  .262  .336 1.000
 .217  .428  .505  .634  .638  .255 1.000
 .150  .349  .454  .603  .595  .277  .833 1.000
 .199  .405  .507  .625  .647  .349  .873  .834 1.000
SE
4 5 9 7 8 /
MO BE=PS PS=PS TE=PS
OU RS MI FS SS SE
```

```
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE D1 QUASI-SIMPLEX GROUPE NO. 1
DA NI=9 NO=435 MA=KM NG=2
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .690 1.000
 .592  .849 1.000
 .331  .400  .409 1.000
 .369  .438  .467  .859 1.000
 .407  .386  .369  .289  .311 1.000
 .413  .581  .586  .628  .705  .387 1.000
 .390  .481  .482  .491  .523  .377  .761 1.000
 .388  .576  .574  .653  .714  .287  .776 .670 1.000
SE
4 5 9 7 8  /
MO NY=5 NE=5 LY=ID BE=FU PS=DI
FR BE(2,1) BE(3,2) BE(4,3) BE(5,4)
EQ TE(1,1) TE(2,2)
EQ TE(4,4) TE(5,5)
OU RS MI FS SS SE
DIFFICULTES SUBJECTIVES MODELE D1 QUASI-SIMPLEX GROUPE NO. 2
DA NI=9 NO=435 MA=KM
LA
'LOY' 'RAC' 'CHA' 'REV' 'BOU' 'REM' 'ALI' 'MED' 'VET'
KM SY
*
1.000
 .690 1.000
 .592  .849 1.000
 .210  .347  .470 1.000
 .233  .356  .477  .864 1.000
 .123  .131  .231  .262  .336 1.000
 .217  .428  .505  .634  .638  .255 1.000
 .150  .349  .454  .603  .595  .277  .833 1.000
 .199  .405  .507  .625  .647  .349  .873  .834 1.000
SE
4 5 9 7 8 /
MO BE=IN PS=IN TE=IN
OU RS MI FS SS SE
```

DOCUMENTS "P S E L L" produits en 1987 par le

CENTRE D'ETUDES DE POPULATIONS, DE PAUVRETE
ET DE POLITIQUES SOCIO-ECONOMIQUES
a.s.b.l.

B.P.65 L-7201 Walferdange
Tél. (352) 33 25 15

No. 1. DICKES, P., HAUSMAN, P. & KERGER, A. Méthodologie générale et répertoire des variables - Année d'enquête 1985 - (Première vague).

No. 2. COURTOIS, F. et HAUSMAN, P. L'état de la pauvreté au Grand-Duché de Luxembourg.

No. 3. HAUSMAN, P. Description des niveaux de vie et de bien-être économique dans les ménages résidant au Luxembourg. Année 1985.

No. 4. HAUSMAN, P. Niveaux de vie et de bien-être économique des ménages en 1985 : Principaux résultats.

No. 5. DICKES, P. Un indicateur pour mesurer la pauvreté objective. Théorie et application dans la première vague du panel socio-économique luxembourgeois. Année d'enquête: 1985 (Première vague).

No. 6. DICKES, P. Un indicateur pour mesurer la pauvreté subjective. Théorie et application dans la première vague du panel socio-économique luxembourgeois. Année d'enquête: 1985 (Première vague).