

# Relativité de la satisfaction dans la vie : une étude sur données de panel\*

Théophile AZOMAHOU, Phu NGUYEN VAN  
T. Kim-Cuong PHAM †

Bureau d'Économie Théorique et Appliquée (BETA)  
Université Louis Pasteur, Strasbourg

21 avril 2003

## Résumé

Cet article étudie l'hypothèse d'utilité relative selon laquelle l'utilité de l'individu dépend non seulement de ses propres caractéristiques mais aussi de termes interdépendants. Nous utilisons les données de la base *German Socio-Economic Panel* pour étudier la relation entre la satisfaction dans la vie (mesure subjective de l'utilité), le revenu et le revenu de référence. Ce dernier est défini comme le revenu moyen du *Länder* où réside l'individu. Nous retenons une spécification de type probit ordonné sur données de panel avec deux types d'effets spécifiques aléatoires : un effet individuel et un effet de ménage. Les résultats d'estimation confirment l'hypothèse d'utilité relative. L'hypothèse de la séparabilité de la fonction d'utilité par rapport au revenu et au revenu de référence est rejetée.

*Mots clés* : Satisfaction dans la vie ; Utilité relative ; Revenu de référence, Effet de ménage

*Classification JEL* : C25 ; D62

---

\*Nous tenons à remercier Raouf Boucekkine, Andrew Clark, David de la Croix, Rodolphe Dos Santos Ferreira, François Laisney et Guy Tchibozo pour leurs précieux commentaires et suggestions.

† *Correspondance* : BETA, Université Louis Pasteur, 61 avenue de la Forêt Noire, F-67085 Strasbourg Cedex ; Tél. : +33 (0)3 90 24 20 90 ; Fax. : +33 (0)3 90 24 20 71 ; E-mail : [ptkcc@cournot.u-strasbg.fr](mailto:ptkcc@cournot.u-strasbg.fr)

# 1 Introduction

L'hypothèse d'*utilité absolue* énonce que la fonction d'utilité individuelle ne dépend que des caractéristiques propres à l'individu. Ainsi, la richesse matérielle aurait un impact direct et positif sur la satisfaction individuelle. Un exemple d'implication de cette hypothèse est que la satisfaction des individus dans les pays plus prospères est plus élevée que celle des individus dans les pays moins prospères. Pourtant, cette corrélation entre le revenu par tête et la satisfaction n'est pas toujours confirmée dans les enquêtes sur la satisfaction. Easterlin [1974] conclut à une absence de corrélation sur la base d'un panel de 14 pays. Veenhoven [1991] trouve une corrélation positive, mais avec une grande dispersion dans la distribution de la satisfaction : certains pays moins prospères ont des niveaux de satisfaction plus élevés que des pays plus prospères.

Au regard des sciences sociales telles que la psychologie et la sociologie, l'hypothèse d'utilité absolue semble simpliste. En effet, une telle hypothèse ignore l'interdépendance des préférences. L'hypothèse d'*utilité relative*, selon laquelle l'utilité de l'individu dépend non seulement de ses propres caractéristiques mais aussi d'une norme de référence, offre une structure plus générale. L'idée sous-jacente est que l'individu compare son niveau de richesse à celui des autres de sorte qu'une partie de son utilité provienne des effets de comparaison. Sa fonction d'utilité décroît d'autant plus que sa richesse est inférieure à la norme. de la Croix et Deneulin [2000] expliquent l'absence d'une corrélation positive entre la satisfaction et la croissance économique en utilisant l'hypothèse d'utilité relative. De ce fait, en période de croissance, cette norme peut changer et donc peut annuler l'effet positif de la croissance sur la satisfaction. En supposant que le statut social de l'individu dépend positivement de sa richesse relative, Van Long et Shimomura [2002] montrent que la quête d'un statut social est une explication possible au problème de rattrapage des personnes riches par les personnes pauvres. Dans un modèle de croissance à la Solow, Corneo et Jeanne [2001] expliquent la divergence observée entre différents pays par l'hypothèse d'utilité relative, sans recourir à d'autres différences du côté de facteurs de production, tels que la technologie, le capital humain, etc. Ces auteurs montrent que la quête d'un statut social peut générer la croissance auto-entretenu à long terme.

Des études empiriques récentes utilisent comme mesures subjectives de l'utilité la satisfaction dans le travail (Clark [1995, 2000], Clark et Oswald [1996], etc.), le bien-être subjectif (McBride [2001], etc.), et le bien-être dans le revenu (van de Stadt *et alii* [1985], etc.),<sup>1</sup> et trouvent les résultats compa-

---

<sup>1</sup>Ces mesures sont discutées dans la section suivante.

tibles à la relativité de l'utilité. On peut remarquer que la plupart des études empiriques ont jusqu'ici supposé que l'utilité est séparable par rapport au revenu et au revenu de référence alors que certaines études théoriques ont souligné l'importance de l'hypothèse de séparabilité dans l'obtention de certains résultats.<sup>2</sup>

Dans ce travail, nous utilisons un échantillon de la base *German Socio-Economic Panel* (GSOEP), voir SOEP Group [2001]) pour étudier la relation entre la satisfaction dans la vie, le revenu et le revenu de référence. Ce dernier est défini par le revenu moyen du *Länder* où réside l'individu. La satisfaction dans la vie, qui est une mesure subjective de l'utilité, provient d'une question :

*“How satisfied are you with your life, all things considered ?”*

à laquelle l'individu répond sur une échelle allant de 0 (le moins satisfait) à 10 (le plus satisfait). Nous testons également l'hypothèse de séparabilité de l'utilité par rapport au revenu et au revenu de référence.

Nous retenons une spécification économétrique de type probit ordonné muni de deux effets spécifiques aléatoires : un effet spécifique individuel et un effet spécifique de ménage. La motivation de cette spécification est que des caractéristiques individuelles et des caractéristiques propres aux ménages non-observables peuvent affecter la satisfaction des individus. Le modèle avec uniquement un effet individuel est souvent utilisé dans la littérature alors que le modèle avec un effet de ménage n'est que rarement appliqué. Les résultats d'estimation indiquent que les données sont compatibles avec l'hypothèse d'utilité relative. Par ailleurs, l'hypothèse de séparabilité la fonction d'utilité par rapport au revenu et au revenu de référence est rejetée.

L'étude est organisée comme suit : la section 2 présente l'hypothèse d'utilité relative et quelques mesures subjectives de l'utilité utilisées dans les études empiriques ; la section 3 décrit les données. La spécification économétrique est présentée dans la section 4. Les résultats d'estimation sont discutés dans la section 5 et la section 6 conclut l'étude.

## 2 Utilité et mesures subjectives de l'utilité

Les modèles de comportements individuels utilisent souvent une fonction d'utilité absolue pour exprimer les préférences individuelles de la forme (en

---

<sup>2</sup> de la Croix [1998] étudie la relation entre la croissance et la satisfaction relative dans un modèle de Ramsey avec une fonction d'utilité individuelle dépendant de la consommation et d'une norme de référence. La non séparabilité de la fonction d'utilité par rapport à la consommation et par rapport à la variable de référence induit une dynamique du modèle (convergence oscillatoire) différente de celle du modèle de Ramsey traditionnel.

utilisant les notations dans Clark [2000]) :

$$U = U(x, l, \mathbf{z}), \quad (1)$$

où  $x$  est le revenu,  $l$  désigne le travail et  $\mathbf{z}$  représente le vecteur d'autres variables importantes,  $U_x > 0, U_l < 0$ . L'utilité indirecte de l'individu, représentée par (1) est supposée indépendante des termes relatifs.

L'hypothèse d'utilité relative, quant à elle, suppose que l'utilité ne dépend pas uniquement des caractéristiques propres à l'individu, mais également de termes interdépendants. Une telle spécification permet de tenir compte de l'interaction hors-marché entre individus, exprimée sous forme de comparaison interpersonnelle.<sup>3</sup> Ainsi, si l'individu compare son revenu à une norme (notée  $x^*$ ), l'utilité individuelle se réécrit :

$$U = U(x, x^*, l, \mathbf{z}), \quad (2)$$

avec  $U_x > 0, U_{x^*} < 0$  et  $U_l < 0$ . Une version restrictive de (2), utilisée dans des modèles de de la Croix et Deneulin [2000] et Holländer [2001], est que l'utilité dépend du revenu relatif ( $x/x^*$ ). Dans ce cas, on a  $U = U(x/x^*, l, \mathbf{z})$ . L'hypothèse sous-jacente à cette forme est que  $x$  et  $x^*$  ont des effets opposés mais de même proportion sur l'utilité. Ce qui signifie qu'une augmentation dans une même proportion du revenu et de la norme ne modifie pas l'utilité. Une autre version est donnée par  $U = U(x, x/x^*, l, \mathbf{z})$  avec  $U_x > 0, U_{x/x^*} > 0$ .

L'hypothèse d'utilité relative, récemment utilisée en économie, n'est pas nouvelle. Elle trouve son origine dans le travail de Veblen [1934] avec l'idée de consommation ostentatoire. Elle doit également son origine à Adam Smith dans "*The Theory of Moral Sentiments*" avec l'idée selon laquelle les mécanismes sociaux tels que l'admiration et l'ostracisme jouent un rôle important dans les comportements individuels. Ces idées impliquent qu'une fois que l'individu atteint un certain niveau de vie, la quête d'un statut social, qui dépend de la richesse relative, joue un rôle plus important dans les motivations d'accumuler la richesse que le besoin d'améliorer les conditions de vie.

Pour tester la relativité de l'utilité, certaines mesures subjectives sont utilisées comme proxies de l'utilité ou de la sous-utilité. Ces mesures sont certes discutables en partie parce qu'elles sont "subjectives" et ne reflètent pas l'utilité globale, mais les résultats empiriques peuvent nous fournir des

---

<sup>3</sup>Par interaction hors-marché (*non-market interaction*), on entend les interactions qui ne se réalisent pas *via* un système de prix.

indications sur la forme d'une fonction d'utilité générale.<sup>4</sup> La satisfaction dans le travail est souvent utilisée en économie du travail (Clark [1995], Clark [2000], Clark et Oswald [1996], parmi d'autres). Elle est considérée comme proxy de la sous-utilité émanant du travail, et nous informe sur la distribution du bien-être parmi les salariés.<sup>5</sup> Les résultats empiriques indiquent que la satisfaction dans le travail est croissante par rapport au salaire de l'individu et décroissante par rapport à un salaire de référence. Ce dernier peut être le salaire passé de l'individu, le salaire du conjoint, ou des autres membres de la famille, ou encore "le salaire en vigueur".<sup>6</sup>

Clark et Oswald [1994] utilisent la variable de bien-être psychologique dans la base de données du *British Household Panel Survey* (BHPS) comme proxy de l'utilité et trouvent que le revenu n'a qu'un faible effet sur le bien-être. Cette variable est un indice allant de 0 à 12, calculé à partir d'un ensemble de douze questions psychologiques.

McBride [2001] utilise les données du *General Social Survey* pour tester la présence des effets du revenu relatif dans le bien-être subjectif (*subjective well-being*). Cette variable provient d'une question si l'individu est heureux, à laquelle les réponses sont codées de 1 à 3 où 1 signifie "très heureux" et 2 "assez heureux" et 3 signifie "pas du tout heureux".

Un autre concept d'utilité présenté dans les études empiriques est la fonction de bien-être individuel du revenu (*individual welfare function of income*, WFI) introduit par van Praag [1968, 1971]. van Praag suppose que les individus sont capables d'évaluer leur revenu selon une échelle de ratio (*bounded ratio scale*) et d'évaluer tout revenu selon leur fonction de bien-être du revenu. Les résultats d'estimation de van de Stadt *et alii* [1985], basés

---

4

"...for tests of a relative theory of utility we do not need to know the complete direct utility function per individual. Implications of the theory for differences in direct utility functions between individuals carry over to implications regarding indirect utility function per individual, we may expect to be to perform at least some tests of a relative theory..." (van de Stadt *et alii* [1985], p.180).

<sup>5</sup>Dans la base de données *British Household Panel Survey* (BHPS), la satisfaction dans l'emploi provient d'une question qui est posée à tous les salariés

*"All things considered, how satisfied or dissatisfied are you with your present job overall?"*

à laquelle l'individu répond sur une échelle allant de 1 (le moins satisfait) à 7 (le plus satisfait).

<sup>6</sup>Le "salaire en vigueur" d'un salarié, estimé à partir des données, se définit comme le salaire qu'un autre salarié "comme lui" gagne dans un emploi "comme le sien" (Clark et Oswald [1996], Clark [2000]).

sur des données néerlandaises (avec WFI) conclut à l'utilité relative.

### 3 Données et variables

L'échantillon retenu contient 11719 individus sur la période 1994-2000 (45919 observations). Parmi ces individus, il y a 5365 femmes, soit 45,78% de l'échantillon. Notre étude s'effectue sur deux sous-échantillons Femmes et Hommes séparément.

Les variables utilisées sont : la satisfaction dans la vie (variable dépendante), le revenu, le revenu de référence, l'éducation, l'âge, l'état courant de santé, la situation familiale, le type de travail, le nombre d'enfants dans le ménage, la présence de personnes handicapées dans le ménage, la nationalité et la région (Est allemande). La définition ainsi que le type des variables sont résumés dans le tableau A1 (voir l'annexe). Le tableau 1 présente les statistiques descriptives.

#### Tableau 1

La satisfaction dans la vie est une variable ordonnée, allant de 0 (le moins satisfait) à 10 (le plus satisfait). Les figures 1 et 2 résument la distribution de la satisfaction des femmes et des hommes. Nous observons une similitude de la distribution dans les deux sous-échantillons. Les réponses comprises entre 0 et 4 représentent environ 6,4% des observations. Le mode est la réponse 8. Le niveau le plus élevé de satisfaction représente environ 3,8% de l'échantillon.

#### Figures 1 et 2

Le revenu est défini comme le revenu annuel du ménage pondéré par la taille du ménage, mesuré en milliers de Deutsch Mark (DM). Sa distribution est présentée dans le figure 3. Elle est fortement centrée à gauche. La valeur médiane est 19837 DM. En ce qui concerne le revenu de référence, nous utilisons la moyenne du revenu (défini précédemment) par *Länder*.<sup>7</sup> La médiane du revenu de référence est égal à 23252 DM.

#### Figure 3

L'âge varie de 17 à 86 ans. L'âge moyen est de 38 ans pour les femmes et de 39 ans pour les hommes. L'éducation est le nombre d'années d'étude,

---

<sup>7</sup>L'Allemagne s'est composée de 16 *Länders* : le Bade-Wurtemberg, la Basse-Saxe, l'État libre de Bavière, Berlin, le Brandebourg, la ville libre hanséatique de Brême, la ville libre hanséatique de Hambourg, la Hesse, le Mecklembourg-Poméranie, la Rhénanie du Nord/Westphalie, la Rhénanie-Palatinat, la Sarre, l'État libre de Saxe, la Saxe-Anhalt, le Schleswig-Holstein et la Thuringe.

tenant compte du type de diplôme. Le nombre moyen d'années d'étude est de 12 années environ dans les deux sous-échantillons. Pour ces deux variables, nous utilisons les termes linéaire et carré (divisé par 100) pour détecter d'éventuelles non-linéarités.

On remarque que 29 % des femmes résident en Allemagne de l'Est alors que ce chiffre est de 26% pour les hommes. Il y a trois groupes de nationalités : allemande (catégorie de référence), européenne non-allemande, et autres. Les personnes de nationalité allemande représentent environ 88% chez les femme et 85% chez les hommes. La situation familiale est divisée en 5 groupes : marié (catégorie de référence), séparé, divorcé, veuf et célibataire. La catégorie des personnes mariées est de 60% et 65%. Nous utilisons trois indicatrices indiquant l'état courant de santé : bon (référence), moyen et mauvais. Les personnes se déclarant en bonne santé représentent 58% et 62% dans les sous-échantillons Femmes et Hommes respectivement. Finalement, trois types de travail sont considérés : permanent (référence), temporaire et autonome. Pour tenir compte de la conjoncture économique, nous introduisons dans le modèle les indicatrices d'années, 1994-2000 (l'année 2000 est de référence).

## 4 Spécification économétrique

La satisfaction dans la vie d'un individu  $i$ ,  $i = 1, \dots, N_j$ , appartenant au ménage (ou famille)  $j$ ,  $j = 1, \dots, J$ , à la date  $t$ ,  $t = 1, \dots, T$ , est une variable latente non-observables, notée  $U_{ijt}^*$ . En revanche, on peut observer la réponse subjective des individus concernant leur niveau de satisfaction, qui est classée en 11 catégories, de 0 à 10. Si nous notons  $U_{ijt}$  ce niveau de satisfaction, nous aurons

$$\begin{aligned} U_{ijt} &= 0 && \text{si } U_{ijt}^* \leq \mu_1, \\ &\vdots \\ U_{ijt} &= l && \text{si } \mu_l < U_{ijt}^* \leq \mu_{l+1}, \\ &\vdots \\ U_{ijt} &= 10 && \text{si } \mu_{10} < U_{ijt}^*, \end{aligned}$$

où les  $\mu_l$  représentent les seuils constants avec  $-\infty < \mu_1 < \dots < \mu_{10} < \infty$ . Supposons que la variable latente satisfait un modèle linéaire :<sup>8</sup>

$$U_{ijt}^* = \mathbf{x}_{ijt}'\boldsymbol{\beta} + v_i + w_j + \epsilon_{ijt}, \quad (3)$$

---

<sup>8</sup>Les caractères en gras représentent les notations matricielles.

où  $\mathbf{x}_{ijt}$  est un vecteur de taille  $K \times 1$  des variables explicatives,  $\epsilon_{ijt} | \mathbf{x}_{ijt} \cong N(0, \sigma_\epsilon^2)$ .  $v_i$  et  $w_j$  représentent respectivement l'effet spécifique individuel et l'effet spécifique de ménage. Nous supposons que ces deux effets sont aléatoires,  $v_i | \mathbf{x}_{ijt} \cong N(0, \sigma_v^2)$  et  $w_j | \mathbf{x}_{ijt} \cong N(0, \sigma_w^2)$ .<sup>9</sup>

La probabilité que l'individu  $i$  attribue la réponse  $l$ ,  $l = 0, \dots, 10$ , est

$$P(U_{ijt} = l) = \Phi(\kappa_{l+1} - \mathbf{x}'_{ijt}\boldsymbol{\psi} - v_i - w_j) - \Phi(\kappa_l - \mathbf{x}'_{ijt}\boldsymbol{\psi} - v_i - w_j)$$

où  $\Phi(\cdot)$  est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite,  $\kappa_l = (\mu_l - \mu_{l-1}) / \sigma_\epsilon$  avec  $\kappa_0 = -\infty$  et  $\kappa_{11} = \infty$ , et  $\boldsymbol{\psi} = [\beta_1 / \sigma_\epsilon, \dots, \beta_K / \sigma_\epsilon]'$ .<sup>10</sup> La fonction de log-vraisemblance s'écrit :

$$\ln L = \sum_j \ln L_j, \quad (4)$$

avec

$$L_j = \int \left\{ \prod_i \int \left[ \prod_t \prod_l P(U_{ijt} = l)^{1_{[U_{ijt}=l]}} \right] f(v_i) dv_i \right\} g(w_j) dw_j,$$

où  $f(v_i)$  et  $g(w_j)$  sont des fonctions de densité,  $1(\cdot)$ . Dans ce modèle, seuls les paramètres  $\kappa$ ,  $\boldsymbol{\psi}$ ,  $\sigma_v / \sigma_\epsilon$  et  $\sigma_w / \sigma_\epsilon$  sont identifiables.

Nous estimons également un modèle avec seulement l'effet spécifique individuel aléatoire. Dans ce cas, la fonction de log-vraisemblance se réduit à

$$\ln L = \sum_i \ln \int \left[ \prod_t \prod_l P(U_{ijt} = l)^{1_{[U_{ijt}=l]}} \right] f(v_i) dv_i. \quad (5)$$

La section suivante présente les résultats d'estimation. Les calculs sont effectués dans Stata 6.0. Pour maximiser les fonctions (4) et (5), nous utilisons l'intégration numérique par les polynômes de Gauss-Hermite avec 20 points d'évaluation pour chaque intégration. Ainsi, les deux intégrations (par rapport à  $v_i$  et à  $w_j$ ) dans (4) requièrent au total 400 points d'évaluations, ce qui augmente considérablement le temps de calcul par rapport à la maximisation de (5).

---

<sup>9</sup>Nous pouvons estimer un modèle de type probit ordonné avec des effets fixes par la méthode du maximum de vraisemblance (voir Greene [2001]). Cependant, pour des raisons pratiques, ce type de modèle est difficilement estimable dû à un grand nombre de paramètres à estimer. En effet, notre échantillon comporte 11719 individus et 4712 ménages.

<sup>10</sup>Par identification, nous pouvons supposer que  $\sigma_\epsilon = 1$ .

## 5 Résultats d'estimation

En utilisant un test du rapport de vraisemblance, nous trouvons que le modèle avec effet spécifique individuel est rejeté contre le modèle avec deux effets spécifiques (effet individuel et effet de ménage). Les résultats d'estimation de ce dernier sont présentés dans le tableau 2.

**Tableau 2**

Nous introduisons un terme croisé, produit du revenu et du revenu de référence pour tester la séparabilité de la fonction d'utilité par rapport à ces deux variables. Soient  $\psi_1$ ,  $\psi_2$  et  $\psi_3$  les coefficients associés respectivement au revenu, au revenu de référence et au terme croisé. Les effets marginaux du revenu et du revenu moyen sur la satisfaction sont respectivement  $\partial U^*/\partial x = \psi_1 + \psi_3 x^*$  et  $\partial U^*/\partial x^* = \psi_2 + \psi_3 x$ . Les dérivées croisées sont  $\partial^2 U^*/\partial x \partial x^* = \partial^2 U^*/\partial x^* \partial x = \psi_3$ .

Dans les deux sous-échantillons (Femmes et Hommes), les coefficients correspondant au revenu et au terme croisé sont significatifs alors que le coefficient associé au revenu de référence ne l'est pas. La significativité du terme croisé implique que la fonction d'utilité n'est pas séparable par rapport au revenu et au revenu de référence. Nous pouvons calculer l'effet marginal du revenu sur la satisfaction à partir des coefficients obtenus :  $\partial U^*/\partial x = 0,0065$  chez les femmes et  $\partial U^*/\partial x = 0,0053$  chez les hommes respectivement.<sup>11</sup> L'effet marginal du revenu de référence sur la satisfaction individuelle est négatif :  $\partial U^*/\partial x^* = -0,0008x$  chez les femmes et  $\partial U^*/\partial x^* = -0,0014x$  chez les hommes. En d'autres termes, pour les deux sous-échantillons considérés, les résultats sont conformes aux prédictions de la théorie économique qui énoncent que la fonction d'utilité de l'individu est croissante avec son revenu mais décroissante avec le revenu de référence.

Les effets marginaux des variables explicatives sur les probabilités de réponse sont donnés par

$$\frac{\partial}{\partial \mathbf{x}_{ijt}} P(U_{ijt} = l) = [\phi(\kappa_{l+1} - \mathbf{x}'_{ijt} \boldsymbol{\psi} - v_i - w_j) - \phi(\kappa_l - \mathbf{x}'_{ijt} \boldsymbol{\psi} - v_i - w_j)] \boldsymbol{\psi}, \quad (6)$$

où  $\phi(\cdot)$  est la densité de la loi normale centrée réduite. Notons que  $\sum_{l=0}^{10} \partial P(U_{ijt} = l) / \partial \mathbf{x}_{ijt} = 0$ . Nous nous intéressons uniquement aux effets marginaux du revenu et du revenu de référence qui sont présentés dans les figures 4–7. Dans les calculs de ces effets marginaux, les autres variables

<sup>11</sup>Ces valeurs sont calculées à partir des coefficients estimés  $0,0065 = 0,0251 - 0,0008 \times x_{méd}^*$  et  $0,0053 = 0,0379 - 0,0014 \times x_{méd}^*$  avec  $x_{méd}^* = 23,252$  DM.

explicatives sont maintenues à leur niveau moyen et  $v_i$  et  $w_j$  sont mis à 0. Dans l'ensemble, les effets marginaux sont faibles pour les bas niveaux de réponse alors qu'ils sont plus marqués pour les hauts niveaux de réponse.

#### Figures 4–7

Les figures 4 et 6 montrent que le revenu a un effet négatif sur la probabilité que les individus attribuent des niveaux de satisfaction de 0 à 7 et un impact positif sur les probabilités correspondantes aux niveaux 9 et 10. Pour  $P(U = 8)$ , cet impact est positif pour un niveau de revenu inférieur à 220 milliers DM environ chez les femmes et à 235 milliers de DM chez les hommes, et négatif pour des niveaux supérieurs. Nous observons que les effets marginaux varient selon le revenu. Par exemple, l'effet marginal du revenu sur  $P(U = 5)$  est plus marqué pour les niveaux faibles de revenu que pour les niveaux plus élevés. Nous constatons que l'impact du revenu sur les probabilités de réponse est assez similaire chez les femmes et chez les hommes.

Les figures 5 et 7 présentent l'effet marginal du revenu de référence sur les probabilités de réponse. Il est de signe opposé dans les deux sous-échantillons. Pour  $P(U = l : l = 0, \dots, 7)$ , cet effet positif chez les femmes mais négatif chez les hommes. En revanche, pour  $P(U = l : l = 8, \dots, 10)$ , il devient négatif chez les femmes mais positif chez les hommes. Nous remarquons que l'effet du revenu de référence sur les probabilités de réponse est quasiment constant quel que soit le niveau du revenu de référence.

Dans ce qui suit, nous discutons les résultats concernant d'autres variables. On observe que les résultats des deux échantillons sont sensiblement similaires en termes de coefficients estimés. Quelle que soit la population étudiée, le nombre d'années d'étude n'affecte pas la satisfaction dans la vie des individus. Ce résultat est différent de ceux trouvés dans l'étude de Clark et Oswald [1996] sur la satisfaction dans le travail dans laquelle les individus ayant des niveaux d'études plus élevés sont moins satisfaits de leur travail. Ceci s'explique par le fait que les individus les plus qualifiés ont des aspirations ou des attentes importantes vis-à-vis de leur travail.

Les coefficients concernant les termes linéaire et quadratique de la variable indiquant l'âge des individus sont de signes opposés, négatif et positif respectivement, et tous significatifs. Toutes choses égales par ailleurs, l'effet marginal de l'âge sur la satisfaction dans la vie est  $-0,0773 + 2 \times 0,0008 \times \text{âge}/100$  chez les femmes, et  $-0,1037 + 2 \times 0,0012 \times \text{âge}/100$  chez les hommes. Il est toujours négatif puisque, dans notre échantillon, l'âge est compris entre 17 et 86 ans. La satisfaction diminue donc avec l'âge.

Concernant le type de travail, les personnes ayant un travail autonome ou un travail temporaire sont moins satisfaites (les coefficients sont négatifs) que les personnes ayant un travail permanent. Les personnes de nationalité étrangère non européenne sont moins satisfaites par rapport aux allemands. En revanche, le coefficient associé à la nationalité européenne non-allemande n'est pas significatif.

Les états de santé mauvais et moyen ont des coefficients très proches chez les femmes et chez les hommes. Par ailleurs, ces coefficients sont négatifs et sont de loin les plus élevés parmi les coefficients estimés. Ainsi, les personnes dont l'état courant de santé est mauvais ou moyen sont significativement moins satisfaites que celles qui se déclarent en bonne santé (catégorie de référence). L'état de santé est un des déterminants les plus importants de la satisfaction dans la vie.

Toutes choses égales par ailleurs, les personnes de situation familiale séparée, divorcée, célibataire ou veuve sont moins satisfaites que celles mariées (catégorie de référence). Pour les femmes, la présence des personnes handicapées dans le ménage affecte négativement leur satisfaction tandis qu'elle n'a pas d'effet sur la satisfaction chez les hommes. Le nombre d'enfant n'a aucun effet significatif sur la satisfaction chez les femmes. En revanche, il exerce un effet positif chez les hommes.

La conjoncture exerce des effets complexes sur la satisfaction des individus (l'année 2000 est de référence). La satisfaction est moindre en 1997 (coefficient négatif) où l'économie allemande était en crise. Pour d'autres années, la satisfaction est plus élevée en 1999 qu'en 2000 chez les hommes alors que chez les femmes, elle est plus élevée en 1996, 1998 et 1999 qu'en 2000. Ce qui indique que la reprise économique affecte positivement la satisfaction individuelle.

Les seuils sont presque tous significatifs sauf  $\kappa_9$  et  $\kappa_{10}$  dans le sous-échantillon Hommes et  $\kappa_9$  dans le sous-échantillon Femmes. Nous pouvons conclure que les catégories de réponse importent à l'individu.

## 6 Conclusion

Nous avons utilisé les données de la base GSOEP, sur la période 1994-2000, pour étudier l'hypothèse d'utilité relative dans le cadre d'un modèle de type probit ordonné avec effet individuel et effet de ménage aléatoires. Pour l'échantillon considéré, l'hypothèse d'utilité relative n'est pas rejetée : la fonction d'utilité de l'individu est croissante par rapport à son revenu et décroissante par rapport au revenu de référence. De plus, la fonction d'utilité n'est pas séparable par rapport au revenu et au revenu de référence. Ce

résultat suggère que les modèles théoriques devraient prendre en compte plus souvent des fonctions d'utilité non-séparables. D'autres résultats qui ressortent de notre étude sont : la satisfaction dans la vie diminue avec l'âge ; le niveau d'études n'a aucun impact sur la satisfaction dans la vie des individus, les personnes qui se déclarent avoir un état de santé mauvais ou moyen sont moins satisfaites. Concernant la spécification économétrique, le modèle avec effet individuel et effet de ménage aléatoires est préféré par rapport au modèle avec uniquement l'effet individuel aléatoire. Ceci implique que des facteurs reflétant les caractéristiques non-observables individuelles et de ménage participent à l'explication la satisfaction individuelle.

Si l'hypothèse d'utilité relative, manifesté par un processus de comparaison interpersonnelle, n'est pas rejetée dans les analyses empiriques, il est donc souhaitable de tenir compte de ce phénomène pour étudier les conséquences induites. Par exemple, Boskin et Sheshinski [1978] étudient les implications de la prise en compte du revenu relatif sur les politiques de redistribution des revenus via le mécanisme de taxation progressive sur le revenu. Ils concluent que le taux marginal de taxation optimal sur le revenu dans le cas du revenu relatif est plus élevé que celui dans le cas du revenu absolu. Le résultat de l'étude de Layard [1980] rejoint cette conclusion. Concernant la production du bien public, Ng [1987] montre que la présence du revenu relatif dans l'utilité individuelle peut rendre le niveau optimal plus élevé que celui dans le modèle sans revenu relatif.

## Références

- BOSKIN M. et SHESHINSKI E. [1978], «Optimal Redistributive Taxation When Individual Welfare Depends upon Relative Income», *Quarterly Journal of Economics*, 92, pp. 589–601.
- CLARK A.E. [1995], «L'Utilité Est-Elle Relative ? Analyse à l'Aide des Données sur les Ménages», *Economie et Prévision*, 121, pp. 151–164.
- CLARK A.E. [2000], «Utilité Absolue ou Utilité Relative», *Revue Économique*, 51, pp. 459–471.
- CLARK A.E. et OSWALD A.J. [1994], «Unhappiness and Unemployment», *Economic Journal*, 104, pp. 648–659.
- CLARK A.E. et OSWALD A.J. [1996], «Satisfaction and Comparison Income», *Journal of Public Economics*, 61, pp. 359–381.
- CORNEO G. et JEANNE O. [2001], «On the Relative-Wealth Effects and Long-Run Growth», *Research in Economics*, 55, pp. 349–358.

- DE LA CROIX D. [1998], «Growth and the Relativity of Satisfaction», *Mathematical Social Sciences*, 36, pp. 105–125.
- DE LA CROIX D. et DENEULIN S. [2000], «Relativité de la Satisfaction et Croissance Économique», Mimeo, Université Catholique de Louvain.
- EASTERLIN R.A. [1974], «Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence», dans DAVID P. et REDER M. (éds), *Nations and Households in Economic Growth*, Academic Press.
- GREENE W. [2001], «Estimating Econometric Models with Fixed Effects», Working Paper, New York University, Department of Economics.
- HOLLÄNDER H. [2001], «On the Validity of Utility Statements : Standard Theory versus Duesenberry», *Journal of Economic Behavior and Organization*, 45, pp. 227–249.
- LAYARD R. [1980], «Human Satisfaction and Public», *The Economic Journal*, 90, pp. 737–750.
- MCBRIDE M. [2001], «Relative-Income Effects on Subjective Well-Being in the Cross-Section», *Journal of Economic Behavior and Organization*, 45, pp. 251–278.
- NG Y.K. [1987], «Relative-Income Effects and the Appropriate Level of Public Expenditure», *Oxford Economics Papers*, 39, pp. 293–300.
- VAN PRAAG B.M.S. [1968], *Individual Welfare Functions and Consumer Behavior*, North Holland Publishing Compagny, Amsterdam.
- VAN PRAAG B.M.S. [1971], «The Welfare Function of Income in Belgium : an Empirical Investigation», *European Economic Review*, 11, pp. 337–369.
- SOEP GROUP [2001], «The German Socio-Economic Panel (GSOEP) After More Than 15 Years-Overview», dans HOLST E., LILLARD D.R. et DIPRETE T.A. (éds), *Proceedings of the 2000 Fourth International Conference of German Socio-Economic Panel Study Users (GSOEP2000)*, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung (Quarterly Journal of Economic Research), 70(1), 7–14, bla bla.
- VAN DE STADT H., KAPTEYN A. et VAN DE GEER S. [1985], «The Relativity of Utility : Evidence from Panel Data», *Review of Economics and Statistics*, 67, pp. 179–187.
- VAN LONG N. et SHIMOMURA K. [2002], «Relative Wealth, Status Seeking and Catching Up», CIRANO Série scientifique no. 2002s-09, Université de Montréal.
- VEBLEN T. [1934], *The Theory of the Leisure Class*, The Modern Library, première publication 1899 par McMillan, New York.

VEENHOVEN R. [1991], «Is Happiness Relative», *Social Indicators Research*, 24, pp. 1–34.

## 7 Annexe

TAB. A1 : Définition des variables

Groupe	Variable	Description	Type <sup>a</sup>
Satisfaction	STF	Satisfaction dans la vie (0, 1,..., 10)	ent.
Revenu	RVN	Revenu de ménage par tête, en milliers de DM	cont.
	RVN_REF	Revenu de ménage moyen par Länder	cont.
	RVN_CR	RVN multiplié par RVN_REF	cont.
Éducation	EDU	Nombre d'années d'étude	cont.
Âge	AGE	Âge (nombre d'années)	cont.
État courant de santé	STE_BON	L'état de santé est bon (référence)	ind.
	STE_MYN	L'état de santé est moyen	ind.
	STE_MV	L'état de santé est mauvais	ind.
Situation familiale	MARIE	Marié (référence)	ind.
	SEPAR	Séparé	ind.
	DIVOR	Divorcé	ind.
	VEUF	Veuf	ind..
	CELIB	Célibataire	ind.
Type de travail	T_PMN	Travail permanent (référence)	ind.
	T_TEMP	Travail temporaire	ind.
	T_AUTO	Travail autonome	ind.
Famille	ENFANT	Nombre d'enfants dans le ménage	ent.
	HANDIC	La présence des handicapés dans le ménage	ind.
Nationalité	ALLM	Nationalité allemande (référence)	ind.
	EURO	Européen non-allemand	ind.
	AUTRE	Autres nationalités	ind.
Région	EST	Résident en Allemagne de l'Est	ind.

<sup>a</sup> ent., cont. et ind. indiquent respectivement les variables “entiers” (traitées dans les estimations comme continues), continues et indicatrices.

TAB. 1: Statistiques descriptives

Variable	Hommes				Femmes			
	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
STF	7,052	1,62	0	10	7,025	1,64	0	10
RVN	22,715	14,01	0	407,08	22,665	13,07	0	251,76
REV_REF	22,746	2,13	18,82	25,83	22,624	2,19	18,82	25,83
EDU	11,927	2,64	7	18	11,784	2,45	7	18
AGE	38,966	11,60	17	83	38,201	11,34	17	86
STE-BON	0,615	( <i>a</i> )			0,579			
STE-MYN	0,373				0,406			
STE-MV	0,011				0,014			
MARIE	0,651				0,606			
SEPAR	0,015				0,021			
DIVOR	0,048				0,081			
VEUF	0,005				0,026			
CELIB	0,279				0,265			
T_PMN	0,776				0,781			
T_TEMP	0,119				0,143			
T_AUTO	0,119				0,076			
ENFANT	0,802	1,02	0	10	0,672	0,89	0	10
HANDIC	0,046				0,037			
ALLM	0,849				0,880			
EURO	0,063				0,051			
AUTRE	0,089				0,069			
EST	0,260				0,291			
# obs.	25898				20021			

Notes : (*a*) les variables pour lesquelles ne figurent pas les écart-types sont des variables indicatrices.

TAB. 2: Résultats d'estimation

Variable	Hommes		Femme	
	Coef.	t	Coef.	t
Revenu	0,025**	2,89	0,038**	3,38
Revenu de référence	0,019	1,22	0,010	0,55
Revenu $\times$ Revenu de référence	-0,001*	-2,19	-0,001**	-2,83
Éducation	-0,027	-0,62	0,058	1,29
Éducation au carré/100	0,002	0,97	-0,002	-0,94
Âge	-0,104**	-12,90	-0,077**	-8,46
Âge au carré/100	0,001**	12,33	0,001**	7,67
État courant de santé – moyen	-0,663**	-34,53	-0,653**	-30,93
État courant de santé – mauvais	-1,703**	-22,52	-1,610**	-20,89
Séparé	-0,592**	-8,43	-0,211**	-3,08
Divorcé	-0,297**	-5,82	-0,176**	-3,62
Veuf	-0,201	-1,27	-0,191*	-2,22
Célibataire	-0,241**	-6,62	-0,217**	-5,23
Travail temporaire	-0,169**	-5,51	-0,158**	-5,07
Travail autonome	-0,173**	-4,86	-0,059	-1,35
Nombre d'enfants	0,037**	2,80	0,018	1,08
Présence des handicapés	-0,092	-1,76	-0,244**	-3,68
Européen (non allemand)	0,080	1,33	0,117	1,72
Autres nationalités	-0,248**	-5,15	-0,178**	-3,08
Allemagne de l'Est	-0,544**	-8,18	-0,624**	-8,54
1994	-0,063	-1,27	-0,101	-1,95
1995	0,045	1,81	-0,030	-1,03
1996	0,017	0,68	-0,079**	-2,80
1997	-0,117**	-4,79	-0,090**	-3,21
1998	0,011	0,47	0,059*	2,16
1999	0,066**	2,79	0,096**	3,61
$\kappa_1$	-6,247**	-12,83	-5,527**	-10,08
$\kappa_2$	-5,882**	-12,11	-5,135**	-9,40
$\kappa_3$	-5,407**	-11,15	-4,625**	-8,48
$\kappa_4$	-4,896**	-10,11	-4,066**	-7,47
$\kappa_5$	-4,465**	-9,22	-3,600**	-6,61
$\kappa_6$	-3,607**	-7,45	-2,686**	-4,94
$\kappa_7$	-2,973**	-6,14	-2,098**	-3,86
$\kappa_8$	-1,955**	-4,04	-1,134*	-2,08
$\kappa_9$	-0,488	-1,01	0,285	0,52
$\kappa_{10}$	0,557	1,15	1,289*	2,34
Log-vraisemblance	-41507,746		-32648,032	
Nombre d'observations	25898		20021	

Notes : \* significativité au seuil de 5%, \*\* significativité au seuil de 1%.

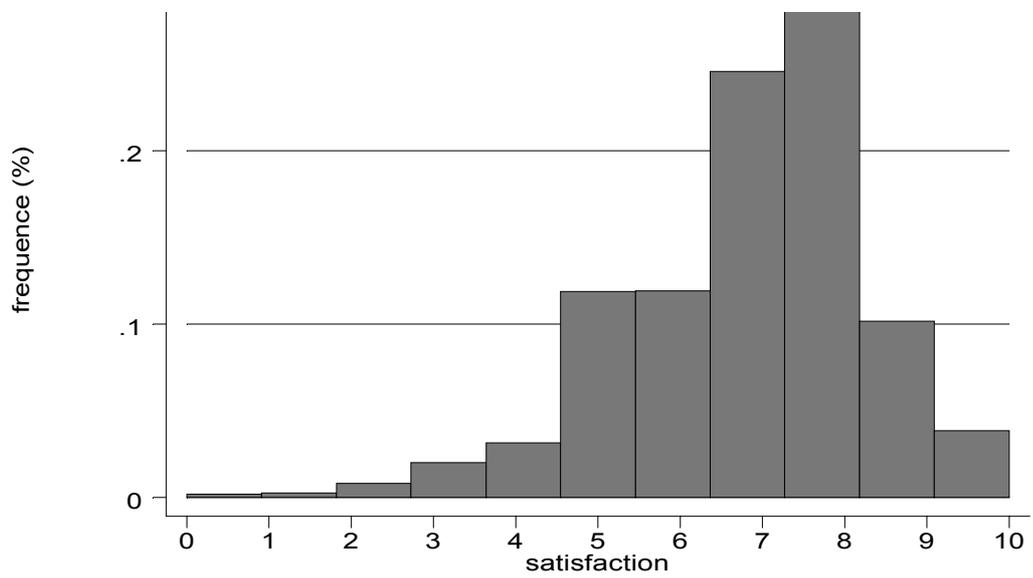


FIG. 1: Distribution de la satisfaction dans la vie chez les femmes.

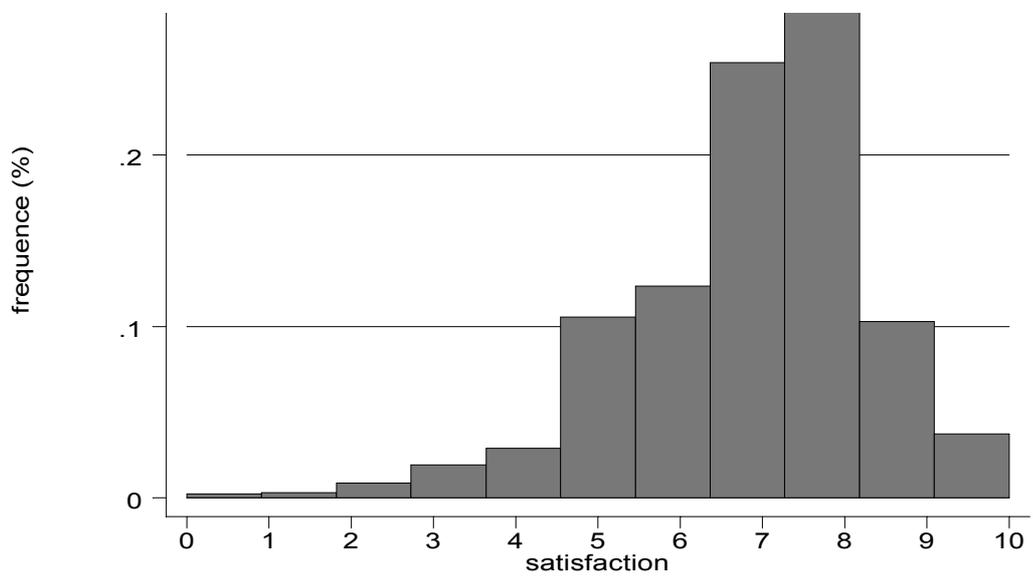


FIG. 2: Distribution de la satisfaction dans la vie chez les hommes.

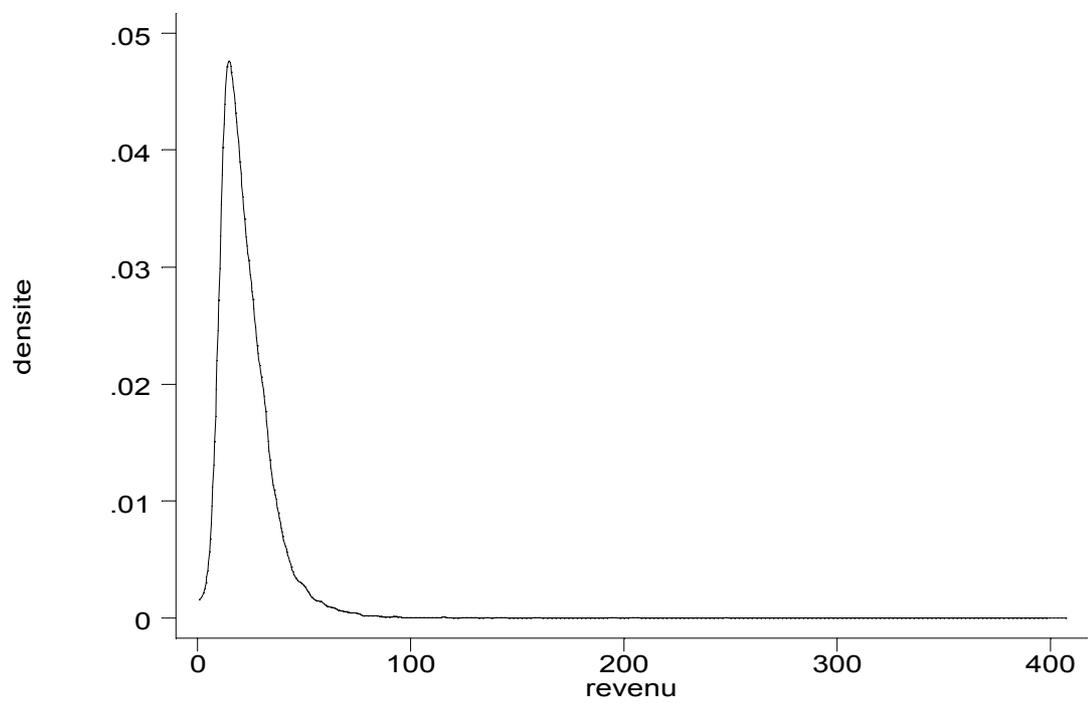


FIG. 3: Distribution du revenu estimée par la méthode du noyau.

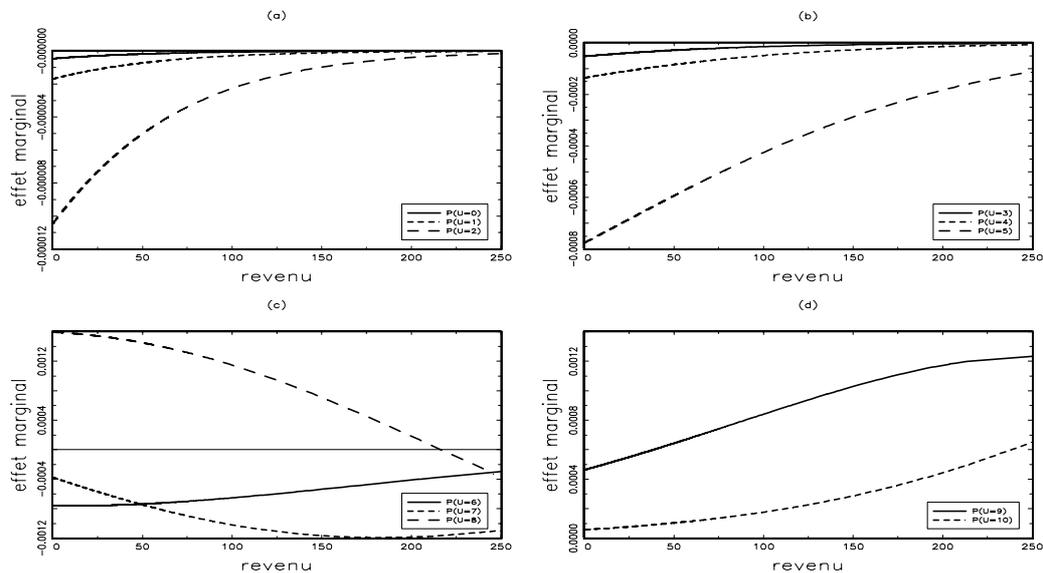


FIG. 4: **Sous-échantillon femmes** – Effet marginal du revenu sur les probabilités de réponse. Les droites horizontales passent par zéro.

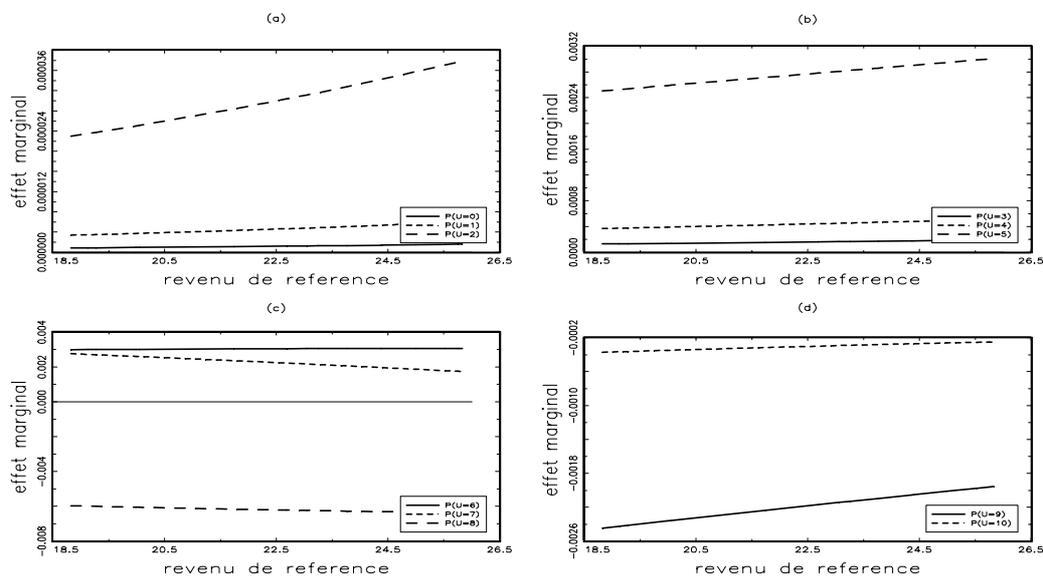


FIG. 5: **Sous-échantillon femmes** – Effet marginal du revenu de référence sur les probabilités de réponse. Les droites horizontales passent par zéro.

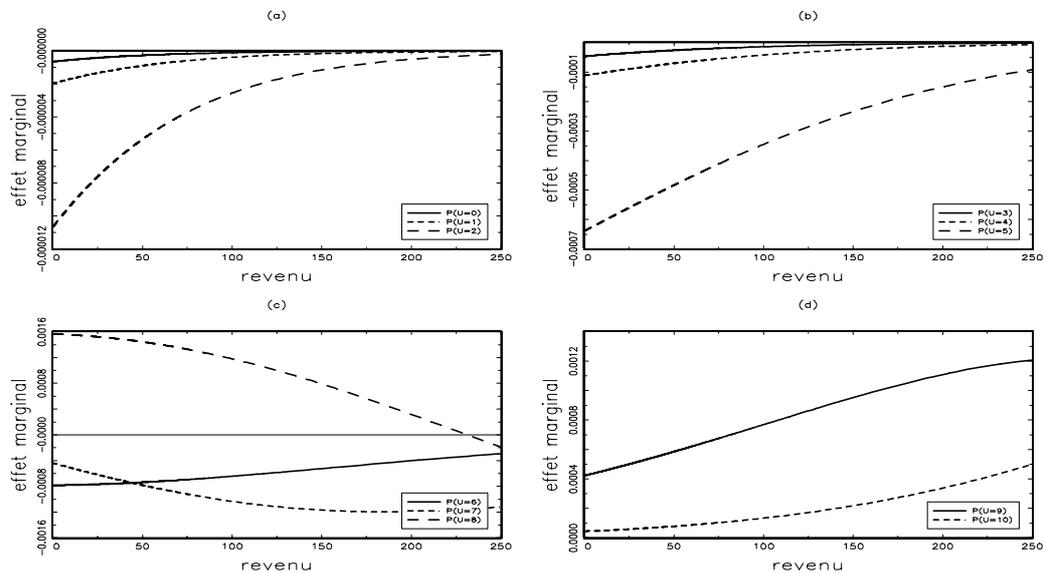


FIG. 6: **Sous-échantillon hommes** – Effet marginal du revenu sur les probabilités de réponse. Les droites horizontales passent par zéro.

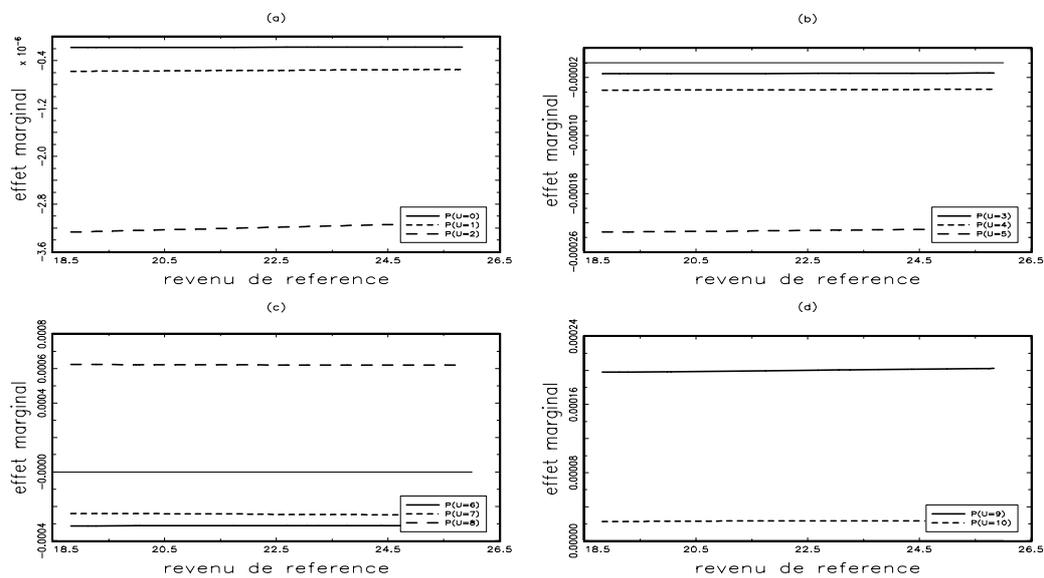


FIG. 7: **Sous-échantillon hommes** – Effet marginal du revenu de référence sur les probabilités de réponse. Les droites horizontales passent par zéro.