

A1-1  
G  
7392

Université de Montréal

Maîtrise de Sciences Économiques

Rapport de Recherche

## Aspects de la Satisfaction au Travail

Michaël Quéva<sup>1</sup>

Directeur: Claude Montmarquette

Mars 1997

02 MAI 1997

---

<sup>1</sup> Pour la rédaction de ce rapport, j'ai bénéficié du soutien éclairé et chaleureux de Claude Montmarquette, de l'expérience ô combien nécessaire de Lars Vilhuber avec le GSOEP et des judicieux commentaires de Véronique Simonnet; je les en remercie vivement. Je demeure seul responsable des erreurs et des omissions que pourrait contenir ce texte.

## **Résumé:**

Ce rapport de recherche évalue trois interprétations concurrentes de la satisfaction rapportée au travail, le modèle néoclassique, et deux modèles non-économiques de bien-être subjectif, celui d'utilité relative et celui de comparaison sociale. Nous utilisons les données allemandes du GSOEP en suivant le plus rigoureusement possible la méthodologie employée par Clark et Oswald (1996).

Nos résultats tout en ne supportant pas de strictes conclusions sur la supériorité d'un modèle relativement à un autre soulignent la bonne performance du modèle d'utilité relative sous la stricte spécification de Clark et Oswald ainsi que la relative robustesse du modèle néoclassique.

## Table des matières

1 - Introduction	1
2 - Les modèles	2
3 - Les données	4
4 - Les fonctions de gains	7
5 - Analyse descriptive de la satisfaction	8
6 - Spécifications Économétriques et Résultats	9
7 - Conclusion	13
Bibliographie	27
Tableau 1 à 7	14 - 22
Appendice 1	23
Graphique 1	24
Annexe	25 - 26

## 1 - Introduction

La satisfaction avec le travail fait l'objet d'une importante littérature en sociologie et en psychologie industrielle tandis qu'elle reste encore un thème peu abordé par les économistes, en dehors des exceptions notables d'Hamermesh (1977), de Freeman (1978), de Borjas (1979), et tout récemment de Clark et Oswald (1994, 1996) et de Lévy-Garboua et Montmarquette (1996). Les économistes dans leur ensemble considèrent les jugements personnels de satisfaction ainsi que les autres opinions subjectives comme le domaine réservé des psychologues et sociologues.

La satisfaction rapportée au travail est interprétée par les économistes (à l'exception de Lévy-Garboua et Montmarquette) comme une mesure indirecte de l'utilité ou du bien être ressenti par le répondant. Si l'hypothèse précédente est retenue, il nous faut alors constater que l'argent seul n'achète pas le bonheur. En effet des travaux précurseurs sur la satisfaction avec le niveau de vie de Easterlein (1973) et Duncan (1975) ont mis en évidence au travers de statistiques descriptives qu'au cours d'une phase de croissance économique uniforme le niveau rapporté de satisfaction n'avait pas augmenté. Le niveau de revenu contribuerait peu ou prou au sentiment subjectif de bien-être. Et Scitovsky (1992) rapporte pour les États-Unis que sur une période de 25 ans au cours de laquelle le PIB par habitant a augmenté de 62%, les proportions des individus qui se considèrent très heureux, assez heureux et pas très heureux n'ont quasiment pas changé. Ces études suggèrent ainsi que le classement de l'individu dans la distribution des revenus de l'économie a un impact significatif sur son niveau de bien-être.

L'objectif de ce rapport est d'évaluer trois interprétations concurrentes de la satisfaction rapportée au travail comme utilité: le modèle néoclassique, et deux modèles non-économiques de bien-être subjectif, celui de l'utilité relative développé par Hamermesh (1977) et celui de comparaison sociale, actuellement le plus discuté de par le récent article de Clark et Oswald (1996), dans lequel les deux auteurs tentent de discriminer avec des données britanniques, lequel du salaire absolu ou du salaire de référence est le plus à même à expliquer la satisfaction des individus au travail. Ce rapport s'attache tout particulièrement à évaluer avec des données allemandes ce modèle de comparaison sociale en suivant rigoureusement la méthodologie employée par Clark et Oswald.

La principale conclusion de ce papier est qu'aucun des trois modèles n'apporte de manière forte et catégorique une meilleure interprétation de la satisfaction rapportée au travail.

Notre rapport est organisé comme suit. La section 2 introduit les théories de la satisfaction au travail. Les sections 3, 4, et 5 présentent les données employées, la fonction de gains estimée ainsi qu'une analyse descriptive. La section 6 présente et compare les résultats des estimations économétriques des différents modèles. La section 7 conclue.

## 2 - Les modèles

La théorie micro-économique standard considère que les individus ont une fonction indirecte d'utilité intertemporelle:

$$U = U( H, u ), \quad (1)$$

où  $U$  représente l'utilité,  $H$  la richesse, et  $u$  est un vecteur de facteurs non pécuniaires, représentant les heures de travail (effort) et les utilités d'autres sphères de la vie. Nous n'estimons pas (1), mais une version statique plus primaire, telle que:

$$U = U(y, u), \quad (2)$$

dans laquelle  $y$  désigne le salaire courant,  $U$  étant supposée croissante en  $y$  et décroissante avec les heures de travail, la forme économétrique estimée est:

$$U_i = \beta_0 + \beta_1 y_i + \beta_2 u_i + \epsilon_i \quad (3)$$

Cette approche économique classique ne convient guère pour expliquer certains phénomènes, comme

ceux décrits par Easterlein, Duncan, Scitovsky ou encore le constat que les femmes et les travailleurs peu qualifiés rapportent des niveaux de satisfaction en moyenne plus élevés alors qu'ils reçoivent des salaires en moyenne plus bas (Clark et Oswald 1996).

Du fait que la théorie néoclassique ne puisse de manière explicite mettre en évidence les déterminants de ces phénomènes, des chercheurs se sont tournés vers les théories du bien-être subjectif (subjective well-being), qui adaptent des fonctions d'utilité non économique, héritées de la psychologie, dans lesquelles entre une divergence entre les conditions objectives de vie (revenu, consommation ...) et des références définies de manière subjective.

Parmi les tenants des modèles de bien-être subjectif, il n'y a pas d'accord sur l'index de bien-être à adopter, en dehors du fait qu'il implique une comparaison entre les individus et entre les différents états d'information. On peut ainsi regrouper cette famille de modèles hétérogènes sous une fonction d'utilité modifiée:

$$U = U ( H, H^*, u ). \quad (4)$$

L'équation (4), qui se substitue à (1) incorpore un élément additionnel  $H^*$ , qui comprend les références de bien-être.

Dans le cas du modèle de comparaison sociale, Clark et Oswald estiment l'équation économétrique:

$$U_i = \delta_0 + \delta_1 y_i + \delta_2 y_i^* + \delta_3 u_i + \epsilon_i \quad (5)$$

où  $y_i$  est le salaire de l'individu,  $y_i^*$  (index de bien-être) le salaire de comparaison, et  $u_i$  est un vecteur de facteurs psycho-sociologiques, incluant l'âge, le sexe, l'effort associé au travail, la nationalité, la satisfaction avec la santé, des variables dichotomiques de régions et d'industries. La théorie de comparaison sociale peut être formulée sous une forme faible ou forte. La proposition, retenue par Clark et Oswald, suivant laquelle des comparaisons favorables et défavorables ont, symétriquement, un impact sur les jugements de satisfaction et de frustration est la forme faible, l'équation (5) assume ainsi que l'utilité est décroissante en  $y^*$ . L'hypothèse que seul des comparaisons non favorables ou des sentiments de jalousie comptent en est la forme forte.

Le modèle d'utilité relative, initié par Hamermesh (1977):

$$U_i = \alpha_0 + \alpha_1 DIFF_i + \alpha_2 u_i + \epsilon_i \quad (6)$$

dont la forme étendue est:

$$U_i = \alpha_0 + \alpha_1 (y_i - y_i^*) + \alpha_2 u_i + \epsilon_i \quad (7)$$

est une forme contrainte particulière du modèle de comparaison sociale en forçant  $\beta_1 = -\delta_2 = \alpha_1$ ,  $DIFF^*_i$  étant la déviation du salaire réel par rapport au salaire espéré, obtenu à partir du terme d'erreur de l'estimation de la fonction de gains.  $U_i$  est assumée croissante en  $DIFF_i$ .

### 3 - Les données

Les données du German Socio-Economic Panel (GSOEP) de nature micro-économique ont été collectées dans le cadre d'un projet mené par la Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) à Berlin. Les enquêtes disponibles couvrent la période de 1984 à 1994 et le territoire de la République Fédérale Allemande (à partir de 1990 celui de l'ancienne RDA).

La variable d'affiliation à un syndicat n'a été renseignée qu'en 1985, 1989 et 1993. Pour les autres années celle-ci a été construite pour les répondants qui n'avaient pas changé d'emploi aussi loin qu'il était permis de le suivre. Le résultat de cette correction n'étant pas entièrement satisfaisant, notre échantillon a été réduit aux seules trois vagues mentionnées afin de ne pas nous départir de cette variable<sup>1</sup>, dont Clark et Oswald font usage. Les observations sur ces trois années ont été

---

<sup>1</sup> Les estimations sur les 10 vagues du GSOEP, avec omission des variables de syndicat et de contrat dans l'estimation de la fonction de gains sont présentées dans l'annexe 1, l'échantillon augmenté comprend 36655 observations sur 7772 individus.

groupées pour un traitement en coupe transversale; par la même des variables dichotomiques explicatives propres à chaque année ont été adjointes à toutes les estimations subséquentes.

L'échantillon potentiel a en sus été réduit aux personnes âgées de 16 à 65 ans, résidentes en Allemagne de l'Ouest, n'étant pas travailleur indépendant et ayant rapporté un nombre moyen d'heures hebdomadaires non nul inférieur à 70, un salaire mensuel moyen non nul, ainsi qu'une valeur non manquante à leur satisfaction au travail. De par ces restrictions, notre échantillon s'atrophie fortement de 107252 observations sur 20165 individus à 10473 sur 6211 individus. L'échantillon obtenue d'une moyenne d'âge de 37.4 ans est composé à 61% d'hommes (SEX), à 69.34% d'allemands (WGERM), la part des actifs à temps partiel (PARTTIME) est de 11.03%, la part des actifs dans le secteur publique de 22.52%.

La base de données GSOEP de taille très conséquente nécessite malgré son caractère déjà grandement opérationnel des transformations préalables. Dans certaines vagues, des questions relatives au marché du travail ne furent demandées qu'à des personnes dont la situation professionnelle avait changé. Si cela n'était pas le cas, il s'avérait alors que la variable était manquante. Il convenait donc de combler ces valeurs manquantes en reportant dans la vague t l'information apportée à la vague antérieure t-1, conditionnellement au fait que le répondant n'ait rapporté aucun changement dans sa situation professionnelle. Le traitement de l'ancienneté a donné lieu à la même méthodologie, en demandant aux répondants participant pour la toute première fois à l'enquête le mois et l'année à laquelle ils commencèrent à travailler pour leur présent employeur. La démarche pour renseigner l'ancienneté n'était pas ambiguë, mais il convenait néanmoins de suivre vague après vague l'évolution de cette ancienneté. L'ancienneté (ANC) moyenne de 9.77 s'avère eu égard à la moyenne d'âge de l'échantillon assez élevée<sup>2</sup>, mais les contrôles de consistance sur cette variable ne remettent pas a priori sa construction en doute.

---

<sup>2</sup> Les données employées par Clark et Oswald présentent par exemple une ancienneté moyenne de 3.6 années pour un échantillon d'âge moyen égal 37.0 ans.



Les variables de contrat de travail, non présentes à la première année, sont dans toutes les vagues suivantes très mal renseignées et par la même nous avons considéré que le contrat qui avait cours était de durée indéterminée si la valeur de la variable était manquante. 6.15% de l'échantillon travaille sur un contrat à durée déterminée (LIMITC). Ceci semble cohérent avec le marché du travail allemand, où en 1988 plus de 92% de la force de travail y était liée par un contrat à durée indéterminée.

Le salaire mensuel brut obtenu sur une moyenne annuelle (YY) fut aussi décalé, l'interview à l'année (t) renseignant pour les revenus à l'année (t-1).

Le nombre d'heures retenues est hebdomadaire, la variable (HRS\_WK) est une moyenne du nombre total d'heures effectuées au cours du mois précédant l'interview.

Les cinq variables dichotomiques d'éducation informant sur le plus haut diplôme acquis ont été construites à partir de variables générées en corrigeant pour les possibles chevauchements. La variable (SCHOO) de diplôme scolaire (25.31% de l'échantillon) et, dans une moindre mesure, la variable de diplôme professionnel (OCCUP, 59.10%) ne tiennent pas véritablement compte de la très forte hétérogénéité des formations au niveau secondaire et des formations d'apprentissage. La variable de diplôme universitaire (UNIV, 7.81%) est elle à ce niveau plus fiable.

À chaque enquête annuelle, il fut demandé à tous les répondants travaillant d'estimer leur niveau de satisfaction avec leur travail: *Wie zufrieden sind Sie heute mit den folgenden Bereichen Ihres Leben?, (Falls Sie erwerbstätig sind:) mit Ihrer Arbeit?, Comment êtes vous satisfait aujourd'hui dans les domaines suivants de votre vie? (si vous êtes employé) avec votre travail? Si vous êtes entièrement satisfait cochez la valeur 10, si vous êtes complètement insatisfait cochez la valeur 0, si vous êtes en partie satisfait et insatisfait, choisissez une valeur entre les deux.*

Dans l'appendice 1, les statistiques descriptives renseignent sur la composition de l'échantillon traité et sur les variables employées.

#### 4 - Les fonctions de gains

Pour déterminer le salaire de référence  $y^*$ , nous estimons par les moindres carrés ordinaires l'équation:

$$\log (y) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + e_i \quad (8)$$

où  $x_1$  est un vecteur de variables décrivant l'individu;  $x_2$  un vecteur décrivant l'emplacement géographique de son emploi;  $x_3$  un vecteur décrivant l'emploi lui même et  $x_4$  un vecteur propre à notre traitement des données. Incluses dans  $x_1$  sont les variables dichotomiques d'éducation, de statuts maritaux, de satisfaction avec la santé, d'âge, de sexe, de nationalité, d'ancienneté, d'affiliation à un syndicat; dans  $x_2$  les variables dichotomiques géographiques, c'est à dire les 11 Bundesländer; dans  $x_3$  les variables dichotomiques d'occupations et d'industries, de temps de travail et de contrat de travail à durée déterminée et dans  $x_4$  les variables dichotomiques annuelles.

L'utilisation de ces variables d'usage classique fut discutée par Mincer, cette spécification est aussi celle adoptée par Clark et Oswald (1996), en dehors du fait qu'ils traitent les données d'une seule année. Le revenu mensuel moyen  $y$  est avant impôt. Par souci de similitude avec l'approche des deux derniers auteurs, en lieu et place de la durée du travail hebdomadaire une variable dichotomique de contrat à temps partiel est présente dans le vecteur  $x_3$ .

Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires de la fonction de gains pour l'ensemble de l'échantillon traité. L'estimation des coefficients est conforme aux autres travaux usant des mêmes spécifications, entre autres, les taux de rendements de la scolarité sont bel et bien positifs et significatifs, en dehors de la variable (SCHOO) non significative à 5%. Le taux de rendement de 0.4497 associé au diplôme universitaire s'avère être particulièrement élevé relativement aux autres diplômes.

Sous une autre forme l'apprentissage spécifique sur le poste de travail, l'ancienneté (ANC), exerce aussi un effet similaire; le coefficient de l'ancienneté au carré (ANC2) étant de signe négatif, la relation entre l'ancienneté et le salaire est hyperbolique, croissante jusqu'à 32 ans puis décroissante.

Clark et Oswald mettent en évidence une relation contraire, cette différence peut-être due aux spécificités des bases de données. En effet l'ancienneté moyenne dans leur échantillon est de six ans inférieure à la nôtre pour une différence d'âge moyen de deux ans.

Le fait d'être un homme a un effet significativement positif sur le salaire estimé et ceci est aussi un constat classique.

Le salaire prédit pour chaque observation par l'estimation de la fonction de gains est utilisé par la suite comme salaire de comparaison  $y^*_i$  et le résidu  $e_i$  comme le différentiel  $DIFF_i$ .

## 5 - Analyse Descriptive de la Satisfaction

Le tableau 1 fournit la distribution des niveaux rapportés de satisfaction (variable SATIS\_J) des 10473 observations de la base de données obtenue.

Plus de la moitié de l'échantillon 55.4% a fourni des niveaux très élevés (8, 9 et 10) de satisfaction. Il apparaît ainsi qu'une large proportion des employés est très satisfaite avec leur travail. Pour les autres niveaux de satisfaction, la fréquence des réponses tombent en dehors des niveaux 6 et 0 de manière quasi monotone.

Les tableaux (2a) et (2b) donnent les niveaux de satisfaction pour différents sous-groupes de l'échantillon, par la même ils renseignent sur la corrélation dans les données brutes. Le niveau moyen de satisfaction est rapporté pour chaque caractéristique, ainsi que le pourcentage de ceux très satisfaits (niveaux de satisfaction rapportés de 8, 9 et 10 sur l'échelle de 0 à 10).

L'analyse descriptive fournit par ces tableaux ne fournit guère d'informations sur les déterminants de la satisfaction, les moyennes étant très proches, sauf pour les différents états de santé. Eu égard aux très nombreux articles faisant grande place à l'analyse descriptive, certains résultats sont fréquemment avancés. Ainsi Clark (1994) explore la potentielle différence de satisfaction rapportée entre les sexes. À partir de données britanniques, il constate que les femmes rapportent un niveau de satisfaction moyen significativement supérieur à celui des hommes. Nos résultats descriptifs ne permettent pas à priori d'inférer une telle relation.

De la même manière ils ne peuvent fournir une claire information sur la relation entre l'âge et la satisfaction, alors que de nombreux papiers empiriques tendent à constater à partir des statistiques descriptives une relation positive ou une relation faiblement concave entre l'âge et la satisfaction, Clark et Oswald (1996). La relation entre le nombre d'heures hebdomadaires et la satisfaction s'avère elle aussi relativement floue. En tout cas une corrélation négative théoriquement envisagée n'est pas clairement reproduite.

Le tableau 2b éclaire la relation entre la satisfaction et les salaires  $y$  et  $y^*$ . Il semblerait qu'il y ait une faible corrélation positive non linéaire entre le salaire  $y$  et la satisfaction, que ce soit dans l'échantillon complet ou dans les sous-échantillons masculins et féminins.

Finalement l'influence de  $y^*$ , salaire de comparaison, est examinée. Une hypothèse du modèle de comparaison sociale, défendu par Clark et Oswald est que l'utilité de la personne  $k$  dépend de la différence entre  $y_k$  et  $y^*_k$ . Il est donc assumé que l'individu a d'une certaine manière conscience que  $y^*_k$  est le salaire courant pour quelqu'un avec les mêmes caractéristiques qu'elle ou lui. Clark et Oswald argumentent de par leurs données que la satisfaction est plus corrélée au salaire relatif qu'elle ne l'est au salaire absolu; le salaire relatif étant ici représenté par le ratio  $y/y^*$ . Les résultats du tableau (2b) ne permettent pas à priori d'inférer une telle hypothèse. Néanmoins, la relation entre la satisfaction et le ratio  $y/y^*$  n'est pas tout à fait similaire à celle entre la satisfaction et le salaire absolu  $y$ .

À ce stade, il s'avère que l'analyse descriptive est insuffisante pour fonder un constat rigoureux, et de plus il semblerait que d'une base de données à l'autre les résultats mis en évidence ne puissent être reproduits de manière systématique.

## 6 - Spécifications Économétriques et Résultats

Nos estimations des équations (3), (5) et (6) sont fondées sur le modèle de probits ordonnés, afin de prendre en considération la nature catégorielle de la variable dépendante.

Soit  $J_i$ , la variable observée d'ordre ordinal de la satisfaction qui peut prendre 5 possibilités.  $J_i$  est reliée à la variable latente  $U_i$  par un ensemble de constantes ou seuils tel que:

$$\begin{aligned}
 J_i = 0 & \text{ si } U_i \leq \delta_0, \\
 J_i = 1 & \text{ si } \delta_0 < U_i \leq \delta_1, \\
 J_i = 2 & \text{ si } \delta_1 < U_i \leq \delta_2, \\
 J_i = 3 & \text{ si } \delta_2 < U_i \leq \delta_3, \\
 J_i = 4 & \text{ si } \delta_3 < U_i,
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

Les  $\delta$  sont des paramètres seuils à estimer. L'estimation des coefficients se fait par maximum de vraisemblance, où la fonction de vraisemblance est le produit des fonctions de probabilités; dans le cas du modèle de probits ordonnés cette estimation requiert que les  $\varepsilon$  suivent une loi normale.

Le modèle implique que la probabilité d'obtenir une observation avec  $J_i = 1$  est:

$$Prob(J_i = 1) = F(\delta_m - X_i\phi) - F(\delta_{m-1} - X_i\phi),
 \tag{10}$$

pour  $m = 0, 1, 2, 3, 4$ , où  $F$  est la fonction cumulative de distribution de la loi normale.

Les cinq catégories de la variable dépendante de satisfaction au travail SATIS<sup>3</sup>, sont classées du niveau de satisfaction le plus faible au plus fort. Les pourcentages d'observations de l'échantillon complet dans chaque catégorie sont respectivement de: 2.6, 6.3, 35.7, 26.9 et 28.5%. Différentes classifications de la variable initiale, dont les valeurs s'échelonnaient de 0 à 10, ont été essayées soit en trois, quatre et onze catégories. Le graphique 1 tend à montrer la pertinence de la solution à cinq catégories et notons que les résultats sont robustes aux trois classifications testées.

---

<sup>3</sup> Les niveaux 0, 1 et 2 de la variable SATIS\_J représentent le premier niveau de la variable SATIS, les niveaux 3 et 4 le deuxième, les niveaux 5, 6 et 7 le troisième, le niveau 8 le quatrième les niveaux 9 et 10 le cinquième.

Nous obtenons les estimations des probits ordonnés pour les équations des trois modèles<sup>4</sup>: dans le tableau 3 le modèle néoclassique, dans le tableau 5 le modèle de comparaison sociale et dans le tableau 6 le modèle d'utilité relative.

Le tableau 7 présente à nouveau les résultats pour les trois modèles au complet avec une correction pour l'hétéroscédasticité du terme d'erreur. Dans ce cas, nous retenons le nouveau modèle d'estimation:

$$Prob (J_i = 1) = F ((\delta_m - X_i\phi) / w_i) - F ((\delta_{m-1} - X_i\phi) / w_i), \quad (11)$$

pour  $m= 0, 1, 2, 3, 4$ .

Pour estimer l'hétéroscédasticité, nous retenons la variable (ANC) et son carré (ANC2)<sup>5</sup>,  $w_i$  est l'écart-type spécifique à l'individu  $i$ , sous l'hypothèse d'homocédasticité précédemment envisagée, celui-ci était quelque soit  $i$  égal à 1.

Nous utilisons la routine d'estimation des probits ordonnés de LIMDEP (version 7.0) assumant une hétéroscédasticité multiplicative:

$$var (\mu_i) = [EXP (\beta_1 ANC_i + \beta_2 ANC2_i)]. \quad (12)$$

Le likelihood ratio test permet d'inférer que les capacités explicatives des modèles avec correction de l'hétéroscédasticité sont supérieures à celles des modèles sans correction, sans pour autant que les coefficients des variables explicatives en soient très affectés. Néanmoins les écarts relatifs entre les valeurs des log-likelihood ont changé.

---

<sup>4</sup> Les estimations des ces trois tableaux ont été réalisées avec le logiciel SAS version 6.12 et contrôlées avec le logiciel LIMDEP, version 7.0.

<sup>5</sup> Lévy-Garboua et Montmarquette(1996) optent pour ces variables, leur variances étant très importantes. Sous cette spécification, la matrice des variances-covariances s'avérant à l'estimation du modèle néoclassique singulière, ANC2 a été remplacée par son carré.

Le modèle néoclassique et le modèle d'utilité relative n'étant pas emboîtés, nous ne pouvons les comparer par un likelihood ratio test.

Sous la stricte spécification de Clark et Oswald (tableau 7), les likelihood ratio tests indiquent que le modèle de comparaison sociale est préféré jusqu'à environ 1% au modèle néoclassique et que le modèle d'utilité relative est lui préféré au modèle de comparaison sociale à partir d'environ 10%. Les résultats mettent donc en avant la supériorité du modèle d'utilité relative relativement au modèle de comparaison sociale.

Notons que si les modèles (tableau 2 de l'annexe) sont évalués sur un échantillon plus large couvrant les années 84 à 93, les variables de syndicalisation et de contrat étant omises, les résultats des likelihood ratio tests indiquent alors que le modèle néoclassique est préféré à 5% au modèle de comparaison sociale et que ce dernier est préféré à 5% à celui d'utilité relative, notons qu'à 2.5% le modèle d'utilité relative n'est plus rejeté. Ceci représente l'inverse des résultats obtenus avec l'échantillon plus restreint.

Il est aussi possible d'évaluer chaque modèle pour lui-même. Sous la spécification du tableau 7, la p-value de valeur 0.1396 associée au salaire de référence dans le modèle de comparaison sociale après correction pour l'hétéroscédasticité s'avère assez faible, ainsi même si le coefficient de cette variable est, conformément à la théorie, de signe négatif (en dehors du cas 3, tableau 5), nous ne pouvons conclure sur ce signe. Les résultats des estimations des modèles néoclassique et d'utilité relative ne contreviennent pas aux attentes théoriques, les coefficients associés au salaire brut  $y$  et au différentiel *DIFF* sont tous deux positifs et très significatifs (p-values de 0.0001).

En dehors de la dimension de bien-être commentée jusqu'à ce point, les estimations des trois modèles mettent clairement en évidence l'importance des variables explicatives d'âge et de sexe. Le fait d'être un homme diminue la probabilité d'être très satisfait, en l'occurrence de rapporter une satisfaction de niveau 5 dans la classification de la variable SATIS. L'hypothèse, souvent soutenue dans la littérature<sup>6</sup>, que les femmes rapportent une satisfaction au travail plus élevée que les hommes est donc vérifiée. Une relation parabolique entre l'âge et la satisfaction est mise en évidence, le

---

retournement s'effectuant dans la soixantaine.

Nos résultats ne supportent pas de strictes conclusions sur la supériorité d'un modèle relativement à un autre. Néanmoins le modèle de comparaison sociale n'est jamais le modèle préféré, la bonne performance du modèle d'utilité relative sous la plus proche spécification de celle employée par Clark et Oswald suggèrent que les deux derniers auteurs en ne testant que les modèles néoclassique et de comparaison sociale ont négligé l'étude d'une dimension importante de la satisfaction. Nos résultats proches de ceux de Lévy-Garboua et Montmarquette, qui mettent en avant la relative supériorité du modèle d'utilité relative face à celui de comparaison sociale, soulignent de plus la relative robustesse de modèle néoclassique.

## **7 - Conclusion**

Les tests économétriques réalisés ont éclairé un pan de la relation complexe entre la satisfaction rapportée et les différentes formes pécuniaires envisagées, et de manière connexe ils contribuent à un meilleur traitement de la base de données GSOEP.

Néanmoins la méthodologie employée ne profite pas de toute la potentialité offerte par la base de données: en effet la satisfaction n'a pas été analysée en terme de comparaison intertemporelle. Il serait donc intéressant de considérer une nouvelle base théorique plus riche pour appréhender la satisfaction. Lévy-Garboua et Montmarquette (1996), par exemple, se démarquent des théories de la satisfaction, qui découlent du modèle néo-classique de l'utilité et des modèles de bien-être subjectif et cessent de considérer la satisfaction comme une approximation de l'utilité. Les deux auteurs avancent que la satisfaction rapportée dans les questionnaires est conditionnelle au fait que l'individu ait choisi son travail actuel, l'expression de celle-ci rend alors compte de la surprise de la personne eu égard à ses anticipations. Ils analysent ainsi la satisfaction comme le jugement que le répondant referait le même choix maintenant, s'il avait à choisir à nouveau.



**Tableau 1**

**Fréquence des Niveaux Rapportés de Satisfaction**

<b>Niveau de Satisfaction</b>	<b>Nombre d'Individus</b>	<b>Pourcentage</b>
0	76	0.7
1	56	0.5
2	145	1.4
3	293	2.8
4	366	3.5
5	1112	10.6
6	895	8.5
7	1730	16.5
8	2819	26.9
9	1431	13.7
10	1550	14.8
	<hr/>	<hr/>
	10473	100.0

**Table 2a****Satisfaction au Travail - Moyennes**

	<b>Moyenne</b>	<b>% Très Satisfait</b>
Échantillon complet	7.319	55.4
Femmes	7.322	54.7
Hommes	7.317	55.8
Âge 16 - 24	7.486	59.2
Âge 25 - 34	7.265	53.9
Âge 35 - 44	7.363	56.4
Âge 45 et +	7.242	53.8
Moins de 16heures par semaine	7.196	53.1
De 16 à 30 heures par semaine	7.28	52.9
De 30 à 40 heures par semaine	7.334	55.8
Plus de 40 heures par semaine	7.317	55.6
Santé -excellente	7.916	36.3
Santé - moyenne	6.869	42.4
Santé- autre	6.049	69.6
Diplôme scolaire	7.274	54
Diplôme professionnel	7.363	56.3
Diplôme universitaire	7.397	57.8

Tableau 2b

Satisfaction au Travail et Salaire - Moyennes

	Moyenne	% Très Satisfait
1er quintile	7.302	54.1
2ieme quintile	7.227	52.8
3ieme quintile	7.285	56.3
4ieme quintile	7.329	55.4
5ieme quintile	7.454	58.2
y/y*: 1er quintile	7.225	53.8
y/y*: 2ieme quintile	7.254	54.7
y/y*: 3ieme quintile	7.317	55.1
y/y*: 4ieme quintile	7.314	55.0
y/y*: 5ieme quintile	7.484	58.4
<b>Pour les Hommes:</b>		
1er quintile	7.301	56.3
2ieme quintile	7.134	52.9
3ieme quintile	7.348	56.8
4ieme quintile	7.332	55.5
5ieme quintile	7.47	58.5

y/y*: 1er quintile	7.279	54.5
y/y*: 2ieme quintile	7.238	54.7
y/y*: 3ieme quintile	7.374	56.8
y/y*: 4ieme quintile	7.241	54
y/y*: 5ieme quintile	7.455	58.1

**Pour les Femmes:**

1er quintile	7.244	52.9
2ieme quintile	7.217	51.5
3ieme quintile	7.251	51
4ieme quintile	7.449	58.6
5ieme quintile	7.449	59.4
y/y*: 1er quintile	7.15	51.5
y/y*: 2ieme quintile	7.289	53.7
y/y*: 3ieme quintile	7.274	53.9
y/y*: 4ieme quintile	7.440	57.9
y/y*: 5ieme quintile	7.454	56.6

Tableau 3

Modèle Néo-Classique

- Probits Ordonnés avec 5 Niveaux de Satisfaction -

	1	2	3	4
Log salaire (y)	0.0412 (0.0341)	0.1046 (0.0219)	0.1308 (0.0001)	0.0901 (0.0005)
Log heures (h)	-0.0135 (0.6593)	-0.0663 (0.0319)	-0.0541 (0.0924)	-0.0033 (0.9212)
Age		-0.0366 (0.0066)	-0.0389 (0.0001)	-0.0272 (0.0001)
Age au carré / 1000		0.4202 (0.0001)	0.4494 (0.0001)	0.4078 (0.0001)
Sex masculin			-0.0770 (0.0017)	-0.1152 (0.0001)
Variable dichotomique de nationalité (1)				✓
Variabes dichotomiques de régions (9)				✓
Variabes dichotomiques d'industries (38)				✓
Variabes dichotomiques de santé (3)				✓
Variabes dichotomiques d'éducation (5)				✓
Variabes dichotomiques annuelles (2) ✓		✓	✓	✓
Nombre d'observations	10473			
Log-likelihood	-14076.21	-14055.37	-14050.35	-13453.63

(Pr > Chi entre parenthèses)

**Tableau 4**

**Fonction de Gains- Spécification de Mincer**

âge 20-29	0.5820	(0.0198)
âge 30-39	0.6539	(0.0223)
âge 40-49	0.6515	(0.0232)
âge 50-59	0.6062	(0.0241)
âge 60 et +	0.5793	(0.0345)
Sexe masculin	0.2244	(0.0093)
Variables dichotomiques de santé (4)	-	-
Variables dichotomiques de régions (9)	-	-
Variables dichotomiques d'occupations (78)	-	-
Variables dichotomiques d'industries (38)	-	-
Variables dichotomiques de taille d'entreprise (4)	-	-
Variables dichotomiques de statuts maritaux (4)	-	-
Variables dichotomiques d'éducation à l'étranger (2)	-	-
Variables dichotomiques annuelles (2)	-	-
Contrat à durée indéterminée	-0.2539	(0.0164)
Secteur publique	-0.0029	(0.0155)
Diplôme scolaire	0.0387	(0.0229)
Diplôme professionnel	0.2214	(0.0228)
Diplôme universitaire	0.4497	(0.0277)
Mi-temps	-0.5649	(0.0131)
Allemand	0.0175	(0.0093)
Membre d'un syndicat	0.0179	(0.0084)
Superviseur	0.2054	(0.0108)
Affilié à un régime de retraite	0.3070	(0.0168)
Ancienneté	0.0121	(0.0012)
Ancienneté au carré	-0.0001	(0.0001)
Nombre d'observations	10472	
R <sup>2</sup> ajusté	0.6589	

(écart-type entre parenthèses)

Tableau 5

Modèle de Comparaison Sociale  
- Probits Ordonnés avec 5 Niveaux de Satisfaction -

	1	2	3	4
Log salaire (y)	0.1015 (0.0010)	0.1227 (0.0001)	0.1227 (0.0001)	0.1182 (0.0003)
Log sal. de référence (y*)	-0.0947 (0.0114)	-0.0322 (0.4094)	0.0169 (0.6884)	-0.0673 (0.1522)
Log heures (h)	-0.0080 (0.7928)	-0.0625 (0.0530)	-0.0555 (0.0862)	-0.0036 (0.9156)
Age		-0.0354 (0.0001)	-0.0396 (0.0001)	-0.0242 (0.0012)
Age au carré / 1000		0.4073 (0.0001)	0.4577 (0.0001)	0.3735 (0.0001)
Sex masculin			-0.0810 (0.0022)	-0.0985 (0.0014)
Variable dichotomique de nationalité (1)				✓
Variabes dichotomiques de régions (9)				✓
Variabes dichotomiques d'industries (38)				✓
Variabes dichotomiques de santé (3)				✓
Variabes dichotomiques d'éducation (5)				✓
Variabes dichotomiques annuelles (2) ✓		✓	✓	✓
Nombre d'observations	10473			
Log-likelihood	-14072.96	-14055.02	-14050.27	-13452.51

(Pr > Chi entre parenthèses)

**Tableau 6**

**Modèle d'Utilité Relative  
- Probits Ordonnés avec 5 Niveaux de Satisfaction -**

	1	2	3	4
DIFF	0.1008 (0.0010)	0.1105 (0.0003)	0.1085 (0.0004)	0.1134 (0.0005)
Log heures (h)	-0.0048 (0.8643)	-0.0152 (0.5957)	-0.0059 (0.8432)	-0.0208 (0.5141)
Age		-0.0261 (0.0001)	-0.0259 (0.0001)	-0.0196 (0.0031)
Age au carré / 1000		0.3037 (0.0002)	0.3020 (0.0002)	0.3220 (0.0002)
Sex masculin			-0.0232 (0.3117)	-0.0786 (0.0035)
Variable dichotomique de nationalité (1)				✓
Variabes dichotomiques de régions (9)				✓
Variabes dichotomiques d'industries (38)				✓
Variabes dichotomiques de santé (3)				✓
Variabes dichotomiques d'éducation (5)				✓
Variabes dichotomiques annuelles (2) ✓		✓	✓	✓
Nombre d'observations	10472			
Log-likelihood	-14073.00	-14060.43	14059.91	-13453.50

(Pr > Chi entre parenthèses)



Tableau 7

Modèles de Satisfaction au Travail  
 - Probits Ordonnés avec Correction de l'Hétérocédasticité -

Modèle	Néo-Classique	Comparaison Sociale	Utilité Relative
Log (y)	0.0890 (0.0001)	0.1127 (0.0001)	X
Log (y*)	X	-0.0613 (0.1396)	X
DIFF	X	X	0.1078 (0.0001)
Log heures (h)	-0.0081 (0.7803)	-0.0009 (0.9752)	-0.0161 (0.5438)
Age	-0.0260 (0.0001)	-0.0227 (0.0003)	-0.0183 (0.0012)
Age au carré / 1000	0.3811 (0.0001)	0.3423 (0.0001)	0.2927 (0.0001)
Sexe masculin	-0.1105 (0.0001)	-0.0923 (0.0004)	-0.0720 (0.0015)
Variable dichotomique de nationalité (1)	-	-	-
Variables dichotomiques de régions (9)	-	-	-
Variables dichotomiques d'industries (38)	-	-	-
Variables dichotomiques de santé (3)	-	-	-
Variables dichotomiques annuelles (2)	-	-	-
Nombre d'observations	10473	10473	10473
Log-likelihood	-13425.91	-13422.45	-13423.68

(Pr > Chi entre parenthèses)

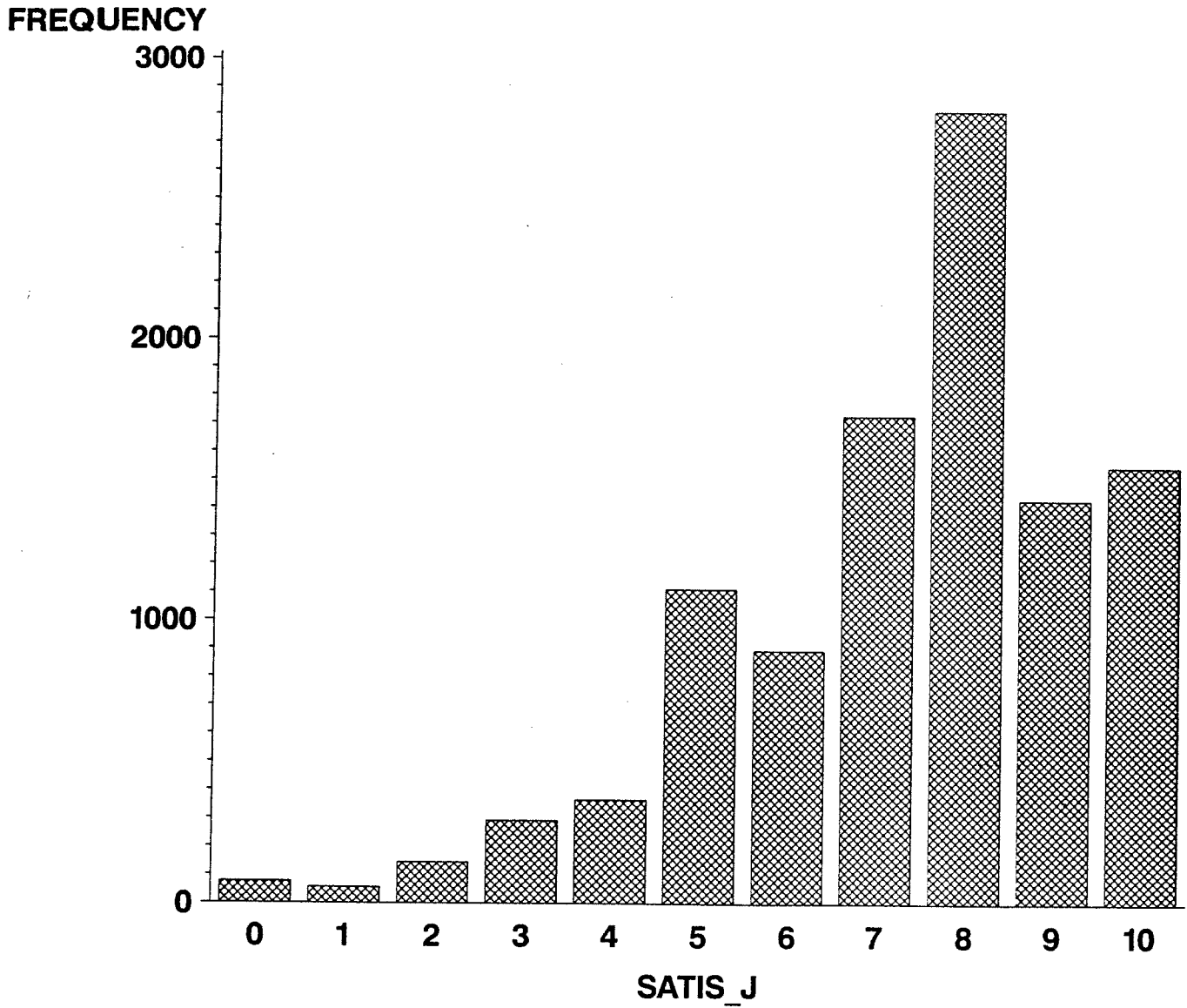
## Appendice 1

### Définition des Variables et Statistiques Descriptives

Variables	Définition	Moyenne	Écart-type
SATIS_J	Satisfaction au travail	7.317	2.053
SATIS	Satisfaction au travail 5 niveaux	3.721	1.028
LYY	Log(y), log du salaire mensuel	7.959	0.613
LYYHAT	Log(y*), log du salaire de comparaison	7.950	0.493
HRS	Nombre moyen d'heures effectuées / s.	39.07	9.485
AGE	Age	37.54	11.84
ANC	Ancienneté	9.776	8.847
SEXE	Sexe: 1=Homme	0.609	
SCHOO	Diplôme le plus élevé est scolaire	0.253	
OCCUP	Diplôme le plus élevé est professionnel	0.591	
UNIV	Diplôme universitaire	0.078	
MARRIED	Marié(e)	0.649	
WIDOWED	Veuf(ve)	0.013	
SINGLE	Célibataire	0.264	
DIVORCED	Divorcé(e)	0.048	
PUBLIC	Secteur Publique	0.225	
PARTTIME	Temps partiel	0.110	
SUPER	Cadre	0.201	
PENSIONT	Affilié(e) à un régime d'assurance retraite	0.937	
WGERM	Nationalité allemande	0.693	

Graphique 1

Fréquence des Niveaux Rapportés de Satisfaction



Note: L'échantillon est composé de 10473 observations.

## ANNEXE

### Tableau 1

Fonction de Gains sur 10 Vagues- Spécification de Mincer

âge 20-29	0.6898	<i>(0.0103)</i>
âge 30-39	0.7832	<i>(0.0116)</i>
âge 40-49	0.7865	<i>(0.0122)</i>
âge 50-59	0.7477	<i>(0.0127)</i>
âge 60 et +	0.7060	<i>(0.0183)</i>
Sexe masculin	0.2266	<i>(0.0050)</i>
Variables dichotomiques de santé (4)	-	-
Variables dichotomiques de régions (9)	-	-
Variables dichotomiques d'occupations (78)	-	-
Variables dichotomiques d'industries (38)	-	-
Variables dichotomiques de taille d'entreprise (4)	-	-
Variables dichotomiques de statuts maritaux (4)	-	-
Variables dichotomiques d'éducation à l'étranger (2)	-	-
Variables dichotomiques annuelles (10)	-	-
Secteur publique	-0.0241	<i>(0.0084)</i>
Diplôme scolaire	0.0357	<i>(0.0128)</i>
Diplôme professionnel	0.2350	<i>(0.0128)</i>
Diplôme universitaire	0.5046	<i>(0.0152)</i>
Mi-temps	-0.5463	<i>(0.0072)</i>
Allemand	0.0156	<i>(0.0094)</i>
Superviseur	0.2606	<i>(0.0058)</i>
Affilié à un régime de retraite	0.0264	<i>(0.0089)</i>
Ancienneté	0.0139	<i>(0.0007)</i>
Ancienneté au carré	-0.0002	<i>(0.0001)</i>
Nombre d'observations	36654	
R <sup>2</sup> ajusté	0.6467	

*(écart-type entre parenthèses)*

## ANNEXE

### Tableau 2

Modèles de Satisfaction au Travail  
- Probits Ordonnés sur 10 Vagues avec Correction de l'Hétéroscédasticité -

Modèle	Néo-Classique	Comparaison Sociale	Utilité Relative
Log (y)	0.0698 <i>(0.0001)</i>	0.0869 <i>(0.0001)</i>	<b>X</b>
Log (y*)	<b>X</b>	-0.0443 <i>(0.0819)</i>	<b>X</b>
DIFF	<b>X</b>	<b>X</b>	0.0833 <i>(0.0001)</i>
Log heures (h)	-0.0025 <i>(0.8869)</i>	-0.0067 <i>(0.7136)</i>	-0.0195 <i>(0.0001)</i>
Age	-0.0200 <i>(0.0001)</i>	-0.0177 <i>(0.0001)</i>	-0.0137 <i>(0.0001)</i>
Age au carré / 1000	0.3356 <i>(0.0001)</i>	0.3106 <i>(0.0001)</i>	0.2662 <i>(0.0001)</i>
Sexe masculin	-0.0708 <i>(0.0001)</i>	-0.0595 <i>(0.0003)</i>	-0.0430 <i>(0.0031)</i>
Variable dichotomique de nationalité (1)	-	-	-
Variables dichotomiques de régions (9)	-	-	-
Variables dichotomiques d'industries (38)	-	-	-
Variables dichotomiques de santé (3)	-	-	-
Variables dichotomiques annuelles (10)	-	-	-
Nombre d'observations	36655	36655	36655
Log-likelihood	-46993.53	-46991.84	-46994.19

*(Pr > Chi entre parenthèses)*

## Bibliographie

Becker W. E. et Kennedy P. E. ( 1992), "A Graphical Exposition of the Ordered Probit", *Economic Theory*, 8, 137-131.

Clark, A. (1993), "Job Satisfaction and Gender: Why Are Women So Happy at Work ?", University of Essex, Discussion Paper No. 145.

Clark, A. et Oswald, A.J. (1996),"Satisfaction and Comparison Income", *Journal of Public Economics*, à paraître.

Duncan, O.D. (1975), "Does Money Buy Satisfaction?", *Social Indicator Research* 2, 267-274.

Easterlein, R.A. (1975), Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence", in *Nations and Households in Economic Growth*, P.A. David and M.W. Reder (eds.), New-york: Acadmy Press, 89-125.

Easterlein, R.A. (1973), "Does Money Buy Happiness?", *The Public Interest* 30, 3-10.

Easterlein, R.A. (1995), "Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All?", *Journal of economic Behavior and Organisation* 27, 35-47.

Freeman, R.B. (1978), "Job Satisfaction as an Economic Variable", *American Economic Review: Papers and Proceedinds* 68, 135-141.

Hamermesh, D.S. (1977), "Economic Aspects of Job Satisfaction", dans *Essay in Labor Markey Analysis*, O.C. Ashenfelter et W.E. Oates (eds.), New-York: John Wiley & Sons, 53-72.

Lévy-Garboua, L. et Montmarquette, C. (1996), "Reported Job Satisfaction: What Does It Mean?", Université de Paris1, mimeo.

Mosley, H. et Kruppe, T. (1993), "Employment and Labor Force Adjustment: a Comparative Evolution", *Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung* 192-9.

Scitovsky, T. (1992), *The Joyless Economy*, New York: Oxford University Press.

Smith, V.L. (1991), "Rational Choice: The Contrast between Economics and Psychology", *Journal of Political Economy* 99, August, 877-897.

Van Praag, B.M.S. (1991): "Ordinal and Cardinal Utility" dans *Journal of Econometrics* 50 (1991) 69-89.

Vilhuber, L. (1996): "Wage Flexibility and Contract Structure in Germany", Université de Montréal, mimeo.