

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2007 / 10

**Interpréter les variables de satisfaction :
l'exemple de la durée du travail**

Cédric AFSA

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2007 / 10

Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail

Cédric AFSA *

DÉCEMBRE 2007

L'auteur remercie les participants au séminaire D3E du 19 novembre 2007, en particulier B. Rapoport qui a discuté la première version de ce document. L'auteur remercie également D. Blanchet pour ses remarques et suggestions.

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail

Résumé

Les réponses données par les personnes lorsqu'on les interroge sur leur niveau de satisfaction dans divers domaines (leur emploi, leur situation financière, etc.) sont délicates à interpréter. Elles mêlent en effet réalité et perception. Certes, on le constate régulièrement, la satisfaction exprimée par l'individu est corrélée avec des facteurs objectifs décrivant sa situation. Mais cette corrélation passe aussi par des éléments plus subjectifs et qui tiennent à la manière dont la personne évalue la situation qu'elle vit.

L'objet de l'étude est de montrer que le caractère hybride de ces variables n'empêche pas de les utiliser avec profit. Au contraire, ces variables sont précieuses car elles permettent, lorsqu'elles sont couplées à des données objectives, d'inférer ou d'estimer des grandeurs qui sont inobservées ou qui sont très difficiles à mesurer directement. Mais cela ne vaut que si on est capable d'isoler ou de contrôler les facteurs personnels qui interviennent dans l'expression de la satisfaction.

Pour illustrer le propos, nous prenons un cas pratique, celui de la satisfaction exprimée par le salarié vis-à-vis de son temps du travail. A l'aide d'un modèle très simple, nous montrons que la satisfaction exprimée nous permet en théorie, en connaissant le nombre d'heures effectivement travaillées, d'inférer la distribution des préférences individuelles en matière de durée hebdomadaire du travail. Le modèle permet aussi de repérer les points de difficulté tenant à la nature subjective de la variable de satisfaction, de manière à pouvoir intervenir en connaissance de cause lors de la phase d'estimation.

En nous appuyant sur les huit vagues 1994-2001 de la partie française du Panel Européen des Ménages, nous estimons la valeur moyenne des heures préférées. Nous montrons que des modèles "naïfs", c'est-à-dire des modèles qui ignorent la spécificité des variables de satisfaction, donnent des estimations des heures préférées substantiellement biaisées.

Mots-clés : variables de satisfaction ; durée du travail

Interpreting satisfaction variables: the case of working hours

Abstract

When they are asked about their satisfaction with respect to various domains (job, financial situation, and so on) individuals give responses which may be misinterpreted because they both report their situation and their judgment about it. Although satisfaction is generally correlated with objective characteristics of the individual's situation the correlation may be spurious due to personality traits that are likely to influence expressed satisfaction.

We argue that despite their hybrid nature, satisfaction variables may be informative. When they are used jointly with objective data, these variables allow to infer or estimate distributions of other variables, which are unobserved or cannot be easily measured. But this is valid on the condition that we are able to control for personality traits.

To show that we take the example of satisfaction with respect to working hours. We rely on a very simple model to prove that preferences about working time may theoretically be inferred from expressed satisfaction provided that we observe the employee's actual working hours. The model allows us to identify the problems posed by the specific nature of satisfaction variables in order to deal with them adequately when empirically estimating the model.

We use the 8 waves of the French part of the European Household Panel and estimate the mean value of the employee's preferred working hours. We show that empirical models that ignore the specificity of satisfaction variables, generate strongly biased estimates.

Keywords: satisfaction variables ; working time

Classification JEL : J22, J28

Sommaire

Introduction.....	5
I - Approches économiques de la satisfaction : une revue de la littérature	7
<i>I.1 La satisfaction est une notion relative</i>	7
<i>I.2 L'expression de la satisfaction met en jeu des phénomènes de nature psychologique</i>	9
<i>I.3 Satisfaction et utilité</i>	11
<i>I.4 En guise de résumé</i>	12
II - Les données.....	14
III - Modèles et estimations	18
<i>III.1 Premières estimations</i>	19
<i>III.2 Traitement de l'endogénéité</i>	21
IV - Quelques remarques conclusives	24
Références	26
Annexe.....	29

Introduction

L'analyse micro-économique du « bien-être subjectif » (*subjective well-being*) est aujourd'hui en plein essor, au point de constituer une branche de l'économie qu'il devient usuel d'appeler « économie du bonheur » (Davoine, 2007). Ayant débuté timidement dans les années 1970 par quelques articles sur des domaines particuliers comme la satisfaction au travail, elle a suscité dans le courant des années 1990 des travaux théoriques tentant d'articuler deux disciplines (l'économie et la psychologie), et des travaux empiriques étendant le champ des investigations des deux décennies précédentes aux déterminants du bien-être en général. Depuis le début des années 2000, on assiste à un accroissement sensible des publications dans des revues économiques, avec parfois l'ambition d'intégrer dans un cadre économique ces questions jusque-là traitées surtout par des psychologues (Diener *et al.*, 1999).

Toutefois, un grand nombre d'économistes restent sceptiques sur l'intérêt de la question. De fait, les résultats ne sont pas toujours à la hauteur des prétentions (Hamermesh, 2004). La réticence vient surtout de ce que la plupart de ces travaux reposent sur l'utilisation de variables (subjectives) de satisfaction, jugées non pertinentes par ceux qui considèrent l'économie comme une science positive, et préfèrent les faits - en l'espèce les comportements des agents - aux discours.

Cela étant, l'opposition frontale entre objectif et subjectif est un peu stérile. Il est clair que les variables de satisfaction n'ont pas le même statut que les données objectives. Mais il est tout aussi clair que ces variables apportent de l'information, qui plus est pertinente pour l'économiste. Le premier objectif de cette étude est de le montrer. La thèse est la suivante. L'intérêt des variables de satisfaction est qu'elles permettent, combinées à des données objectives, d'estimer des grandeurs inobservées ou des grandeurs difficilement mesurables, qui sont des variables d'intérêt en économie. Par exemple, la notion de *qualité* d'un emploi est importante en économie du travail. Or elle est très délicate à définir et mesurer. A défaut de pouvoir distinguer a priori et sans ambiguïté les « bons » emplois et les « mauvais » emplois, on peut s'appuyer sur les déclarations des salariés sur la satisfaction qu'ils éprouvent dans leur travail, mettre ces déclarations en rapport avec les caractéristiques des emplois qu'ils occupent (salaires, conditions de travail, ...) et en déduire celles qui comptent le plus. A condition toutefois de prendre plusieurs précautions, qui tiennent précisément à la nature subjective de la variable de satisfaction.

En effet, lorsqu'un individu l'exprime, il porte un jugement sur sa situation. Il l'évalue en ayant en tête une *situation de référence* définie en fonction de critères qui lui sont propres. Et ceci sous l'influence de *traits latents de sa personnalité* (l'optimisme, l'humeur du moment, ...). En d'autres termes, il y a, dans l'expression de la satisfaction au moins deux sources d'hétérogénéité inobservée, qu'il faut pouvoir contrôler : celle provenant du point de référence du jugement, et celle provenant des traits de personnalité.

Notre démarche est la suivante. Nous commençons par faire une revue sélective et organisée de la littérature, dans le but d'isoler certaines propriétés spécifiques aux variables de satisfaction. Ce sont, si l'on préfère, les quelques caractéristiques qu'il faut avoir à l'esprit pour guider le travail empirique sur ces variables. Puis nous passons à un cas pratique, celui de la satisfaction vis-à-vis de la durée du travail.

Nous écrivons d'abord un modèle théorique très simple qui nous permet de définir une durée hebdomadaire "préférée", qui est la durée de référence à laquelle se réfère implicitement le salarié lorsqu'il exprime sa satisfaction. L'objectif est ici d'estimer la distribution (tout au moins une caractéristique centrale) de ces durées préférées inobservées, en se fondant sur l'observation des heures effectivement travaillées et les déclarations de satisfaction. Le modèle permet aussi de repérer a priori les difficultés dues aux propriétés des variables de satisfaction, qui doivent être traitées lors de la phase d'estimation.

Pour traiter ce cas pratique, nous utilisons les données de la partie française du Panel Européen des Ménages de l'Insee. Nous passons à l'estimation proprement dite et montrons la sensibilité des résultats aux hypothèses de spécification des modèles économétriques. Notamment, des modèles "naïfs", c'est-à-dire ignorant tout ou partie des propriétés des variables de satisfaction, donnent des résultats très différents de ceux auxquels nous aboutissons. Les différentes estimations de la valeur moyenne des durées préférées se situent dans un intervalle de 36 à 39 heures. Nous concluons brièvement en donnant d'autres pistes d'utilisation des variables de satisfaction.

I - Approches économiques de la satisfaction : une revue de la littérature

Cette section est consacrée à l'examen de quelques articles parus dans des revues économiques, qui se sont intéressés à la question de la satisfaction. La revue de littérature ne se veut pas exhaustive. D'ailleurs, elle saurait difficilement l'être, compte tenu de la quantité de travaux existant aujourd'hui sur le sujet¹. Par exemple, il n'est pas fait mention des études sur le « bonheur » (voir, entre autres, Frey et Stutzer (2002) et plus généralement Layard (2005)). En outre, l'examen concerne essentiellement la satisfaction au travail, et les articles mentionnés ont été choisis - avec inévitablement une part d'arbitraire - pour mettre en avant les points qui nous paraissent importants dans l'étude de la satisfaction.

1.1 La satisfaction est une notion relative

A notre connaissance, Hamermesh (1977) est le premier à s'être intéressé à la satisfaction dans l'emploi et à lui avoir donné un fondement théorique en utilisant les outils traditionnels de l'économie. Se plaçant dans un monde parfaitement concurrentiel, il l'a définie comme la différence de deux utilités, celle que l'individu retire de l'emploi qu'il occupe effectivement et celle qu'il retirerait d'un emploi considéré comme référence. Sous des hypothèses assez générales, son modèle prédit notamment un niveau de satisfaction plus élevé chez le salarié dont le salaire est supérieur à celui constaté en moyenne chez ceux ayant les mêmes caractéristiques. Hamermesh a testé son modèle sur les données d'une enquête auprès d'un échantillon de salariés, ayant collecté des informations sur, entre autres, leur rémunération et la satisfaction qu'ils retirent de leur emploi. Hamermesh a procédé en deux étapes. Il a d'abord estimé une équation de salaire et en a interprété le résidu comme une mesure de l'écart entre ce que gagne le salarié et ce que gagnent en moyenne ceux ayant les mêmes caractéristiques. Puis il a introduit ce résidu comme variable explicative dans un modèle logit expliquant la satisfaction dans l'emploi. Le paramètre associé au résidu est positif et significatif (au seuil de 1 %), du moins pour les hommes, les résultats étant moins nets pour les femmes. Les prédictions théoriques se trouvent donc confirmées. Hamermesh conclut que la satisfaction est intrinsèquement un concept relatif². Il ajoute que ce résultat ne repose pas sur une hypothèse d'interdépendance des utilités individuelles. Simplement, sur le marché du travail, le salarié a l'occasion de comparer son emploi à d'autres, ce qui détermine sa satisfaction.

Plusieurs travaux ultérieurs peuvent être placés dans la filiation d'Hamermesh. Sur le plan théorique, Lévy-Garboua et Montmarquette (2004) ont proposé un modèle dans lequel la satisfaction est l'expression de ce qu'ils appellent les *préférences vécues* (*experienced preferences*). Le salarié occupant un emploi à la date t le compare à différentes alternatives possibles. La comparaison intègre les éléments monétaires et non monétaires des emplois, et se fait non seulement sur la base de ce que le salarié

¹ Pour une revue récente et plus complète, voir par exemple Clark, Frijters et Shields (2006).

² "Job satisfaction is inherently a relativistic concept" (p. 70). Cette propriété est bien connue des psychologues.

a vécu jusqu'à la date t mais aussi de ce qu'il anticipe pour les années postérieures à t .

D'autres travaux, de nature empirique, se sont intéressés d'une part à l'impact du salaire de référence sur la satisfaction, d'autre part à la sensibilité des résultats à la définition de ce salaire de référence.

Clark et Oswald (1996), comme Senik (2004), ont repris l'idée d'Hamermesh et introduit le salaire espéré dans leurs équations de satisfaction. Les premiers obtiennent un impact négatif du salaire de référence à la fois sur la satisfaction globale dans l'emploi et sur la satisfaction vis-à-vis du salaire perçu, accréditant ainsi l'idée d'un *effet de comparaison*. En revanche, Senik obtient le résultat inverse, d'un impact positif du revenu de référence sur la satisfaction, ce qui lui permet de défendre la thèse d'un *effet d'information* : les personnes utiliseraient le revenu espéré comme signal de ce qu'ils peuvent raisonnablement attendre de l'évolution future de leurs revenus. Il s'agit là de la manifestation de l'"effet tunnel" (*tunnel effect*) introduit par Hirschman et Rothschild (1973). Il y a plusieurs explications possibles d'un tel écart dans les résultats. D'abord, Clark et Oswald s'intéressent à une dimension particulière de la satisfaction alors que Senik étudie la satisfaction générale (*life satisfaction*). Ensuite, les premiers testent leur relation sur un échantillon de travailleurs britanniques, alors que la seconde le fait sur des données auprès de ménages russes, qui plus est lors d'une période où la Russie connaît de profonds bouleversements socioéconomiques. Senik admet que l'effet d'information peut prévaloir dans un contexte de transition rapide, alors que dans un environnement plus stable l'effet de comparaison pourrait l'emporter.

D'autres définitions du salaire de référence ont été testées. Hamermesh (2001) a lui-même a proposé des définitions alternatives à celle de son article de 1977. Par exemple, le salarié peut comparer sa situation à la date t aux anticipations qu'il a formées à t_0 au moment où il a commencé à occuper l'emploi, anticipations modifiées par l'expérience vécue entre t_0 et t (modèle dit de "regrets révisés" : *disappointing returns with learning*). Il a testé ses différentes définitions d'emploi de référence sur des données de panel américaines (*National Longitudinal Survey of Young Men* et *National Longitudinal Survey of Youth*) afin de les départager, c'est-à-dire de déterminer celle qui s'accorde le mieux aux données observées. Les résultats sont très sensibles à la spécification des modèles économétriques, et notamment à la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée. Globalement, c'est le modèle de "regrets révisés" qui semble le plus proche des données. Toutefois, son modèle initial de 1977, où la référence est définie par l'espérance des gains à la date t , reste acceptable dans bien des cas. De leur côté, Grund et Sliwka (2007) ont pris le salaire w_{t-1} perçu par le salarié lors la période précédente comme point de référence. Ce faisant, l'individu ne se compare pas à un groupe de "pairs" mais à sa propre situation, vécue précédemment. La satisfaction dans l'emploi à la date t dépend alors du salaire w_t et du salaire de référence w_{t-1} ou, ce qui revient au même, du salaire w_t et de son évolution récente $\Delta w_t = w_t - w_{t-1}$. Utilisant le Panel Socioéconomique Allemand, ils trouvent que la satisfaction dans l'emploi augmente avec w_t et avec Δw_t .

1.2 L'expression de la satisfaction met en jeu des phénomènes de nature psychologique

Le second article fondateur de la littérature sur la satisfaction dans l'emploi est celui de Freeman (1978). Adoptant une démarche purement empirique, l'auteur s'interroge sur la plus-value apportée par la variable de satisfaction dans les modèles expliquant les comportements sur le marché du travail. Plus spécifiquement, il analyse le lien entre le niveau de satisfaction au travail et la probabilité de quitter son emploi. Il commence par montrer que la satisfaction, traitée comme variable explicative d'un modèle économétrique expliquant la probabilité de quitter l'emploi, a un impact négatif et significatif sur cette probabilité : toutes choses égales d'ailleurs, un salarié sera d'autant plus enclin à laisser son emploi qu'il en est insatisfait. En étant traitée comme un indicateur de caractéristiques inobservées telles que, notamment, la qualité de l'emploi occupé, la variable de satisfaction peut donc légitimement être introduite dans un modèle de mobilité sur le marché du travail, pour en améliorer le pouvoir prédictif.

En revanche, Freeman met en garde contre l'utilisation de la satisfaction comme variable dépendante d'un modèle. La principale difficulté provient du fait que la satisfaction dépend non seulement des circonstances objectives dans lesquelles se trouve l'individu, mais aussi de son état psychologique, de ses aspirations, des alternatives qui lui sont offertes. Pour illustrer son propos, il analyse la relation entre la satisfaction exprimée par l'individu dans son emploi et le fait d'être syndiqué. Il trouve qu'un salarié syndiqué est moins satisfait de son emploi qu'un autre. Comme l'insatisfaction pousse à la mobilité (voir *supra*), un salarié syndiqué devrait quitter plus facilement son entreprise qu'un non syndiqué. C'est le contraire qui est vrai : un syndiqué est moins mobile qu'un autre. La seule manière de réconcilier ces faits est de considérer la syndicalisation comme un moyen donné aux salariés de manifester leur mécontentement sans qu'ils aient à - ou qu'ils risquent de - quitter leur emploi. Borjas (1979) l'interprète en faisant référence à la théorie de l'"*exit-voice*" de Hirschman : la syndicalisation permet ainsi aux salariés de "donner de la voix" (*voice*), réduisant ainsi les risques de démissions, de départs (*exit*). Freeman conclut qu'une variable de satisfaction, parce qu'elle reflète à la fois des facteurs objectifs et subjectifs, est plus complexe que les variables économiques habituelles et demande donc un traitement plus précautionneux.

L'article de Freeman a généré une double descendance. D'abord, des travaux ont utilisé la variable de satisfaction dans l'emploi dans un modèle de mobilité pour en tester la valeur prédictive, et d'autres ont étudié particulièrement sa dimension de "révélateur" de la qualité du poste de travail. Ensuite, plusieurs auteurs ont cherché à prendre la mesure de la part "psychologique" contenue dans ce type de variable.

Clark (2001) est un bon exemple de la première branche de travaux. L'auteur a estimé, sur le panel britannique des ménages, un modèle de durée dans l'emploi en introduisant dans les variables explicatives le niveau de satisfaction globale, puis les niveaux de satisfaction concernant 7 aspects particuliers de l'emploi (rémunération, initiative, heures de travail, etc.). Clark confirme d'abord que les salariés insatisfaits globalement de leur emploi ont une propension plus forte à le quitter, c'est-à-dire y restent moins longtemps. Puis, en comparant les valeurs des paramètres associés aux 7 variables de satisfaction concernant les différentes facettes de l'emploi, Clark a pu hiérarchiser les aspects qui comptent le plus aux yeux des salariés. Ainsi,

l'insatisfaction avec le niveau de rémunération et celle avec la sécurité de l'emploi prédisent le mieux les départs de l'emploi. Corrélativement, ce sont les aspects d'un emploi auxquels les salariés tiennent le plus.

Lévy-Garboua, Montmarquette et Simonnet (2007) est un autre exemple, même si ces auteurs finissent par contester la nature causale de la relation entre satisfaction et mobilité. Ils ont testé le modèle théorique de satisfaction de Lévy-Garboua et Montmarquette (2004) - voir *supra* - sur le Panel Socio-économique Allemand (GSOEP) en analysant les comportements de départ volontaire d'un emploi. Grâce à une spécification adéquate de leur équation de satisfaction, ils en interprètent le résidu estimé comme une proxy de la composante future de la satisfaction. En l'introduisant ensuite dans leur équation expliquant le comportement de départ de l'emploi, ils en montrent l'impact négatif et significatif : plus la satisfaction que le salarié espère retirer dans le futur de son emploi est élevée, moins il est disposé à le quitter. Et ce résidu a un pouvoir explicatif plus élevé que la variable de satisfaction lorsqu'elle est introduite dans le modèle de mobilité. Ce sont donc les attentes du salarié, davantage que sa satisfaction actuelle, qui gouverneraient son comportement.

L'article de Ravallion et Lokshin (2001) fait partie des travaux qui se sont focalisés sur la dimension psychologique des variables subjectives comme celles de satisfaction. Leur problème est le suivant. Lorsqu'on essaie de mesurer l'impact, sur le bien-être d'un individu, du niveau de ses revenus ou de la perte éventuelle de son emploi, la relation est brouillée par un ensemble de facteurs inobservables susceptibles de biaiser la mesure parce qu'ils influent sur l'expression du bien-être. Ces facteurs consistent pour beaucoup en des traits de personnalité latents dûment recensés par la littérature psychologique (Diener *et al.*, 1999). Supposons par exemple, comme c'est vraisemblablement le cas, qu'un salarié heureux ou extraverti soit plus productif que les autres et perçoive par conséquent un salaire plus élevé, et soit aussi plus aisément satisfait de sa situation. Alors, l'omission de cette caractéristique individuelle dans un modèle faisant dépendre le degré de satisfaction du niveau de salaire risque de surestimer l'impact du salaire sur la satisfaction. Par ailleurs, à partir du moment où l'expression de la satisfaction met en œuvre un jugement de l'individu ou une évaluation de sa propre situation, il est fort probable que les critères de jugement diffèrent d'un individu à l'autre. Notamment, il n'y a aucune raison *a priori* de penser que deux personnes partageant les mêmes caractéristiques et les mêmes situations observables se positionnent au même niveau sur une échelle de satisfaction, car leurs critères de jugement - inobservés - ne sont pas nécessairement les mêmes. Dans ces conditions, disposer de données de panel aide à contrôler les effets de ces facteurs inobservables. Les traits latents de personnalité sont en général faciles à contrôler ou éliminer, pour autant qu'ils puissent être considérés comme fixes. En revanche, les facteurs variant dans le temps, les "changements d'humeur" (*mood variability*) par exemple, sont plus délicats à traiter.

Clark *et al.* (2005) ont confirmé le rôle crucial de l'hétérogénéité inobservée dans l'expression du bien-être, en exploitant les trois premières vagues du Panel Européen des Ménages. Leur variable d'analyse est la satisfaction que l'individu exprime sur sa situation financière en se positionnant sur une échelle de 1 (pas satisfait du tout) à 6 (très satisfait). Ils la font dépendre du niveau du revenu réel de l'individu. L'hétérogénéité inobservée intervient de deux manières dans cette relation. D'une part, l'impact du niveau de revenu sur le bien-être (inobservé) varie entre les

personnes : pour certaines, le revenu compte relativement peu, pour d'autres il en constitue une composante importante. D'autre part, elles n'expriment pas de la même manière leur bien-être : deux personnes, même si elles se ressemblent (tout au moins au vu de leurs caractéristiques observables), ne se positionnent pas nécessairement au même niveau sur l'échelle de satisfaction. L'estimation de leur modèle montre que les deux types d'hétérogénéité coexistent. Ils parviennent à séparer assez nettement 4 classes d'individus. L'effet marginal du revenu sur le bien-être varie substantiellement d'une classe à l'autre. Ainsi, l'expression de la satisfaction révèle apparemment des préférences très différentes en matière de redistribution.

1.3 Satisfaction et utilité

Ces articles sur la satisfaction témoignent de l'intérêt grandissant des économistes, tout au moins d'une partie d'entre eux, pour les apports de la psychologie "économiquement pertinents", c'est-à-dire susceptibles d'enrichir leurs modèles (économiques) de comportement individuel sans les dénaturer (Rabin, 1998). Toutefois, le rapprochement des deux disciplines, qui s'est indéniablement opéré³, ne se fait pas sans difficulté (Kahneman, 2003)⁴. Les débats portent souvent sur le lien entre satisfaction et utilité. Schématiquement, deux positions extrêmes s'affrontent : les économistes qui pensent que les deux concepts n'ont rien à voir ; et ceux qui assimilent purement et simplement satisfaction et utilité⁵.

Les premiers se recrutent surtout chez les tenants de la tradition économique s'appuyant sur la théorie des préférences révélées. Ils insistent sur la capacité de cette théorie à modéliser le comportement du consommateur avec une remarquable économie de moyens, à « expliquer le comportement sans référence à autre chose que le comportement », selon la formulation de Little (1949, p 97). Dans cette optique, l'utilité est juste un moyen de classer les préférences des agents en observant leurs comportements. Elle n'est pas substantielle, n'a pas de contenu, est seulement un outil de classement. L'utilité est donc d'une tout autre nature que la satisfaction, notion que Robbins jugeait, en 1935, comme non pertinente en économie : « Cette comparaison [interpersonnelle des satisfactions] tombe nécessairement en dehors du domaine de toute science positive »⁶, elle relève des jugements de valeurs, donc du normatif. La position de Robbins rompait avec la tradition inaugurée par Bentham, qui considérait justement l'utilité comme un indicateur du bien-être personnel⁷.

Cette séparation radicale des concepts est difficilement tenable. Comme le souligne Sen (1973), les préférences individuelles sont maintenant amenées à remplir deux

³ Comme en témoigne l'attribution du prix Nobel d'économie à Daniel Kahneman, psychologue de formation.

⁴ Nous ne prétendons pas ici traiter le sujet général du « dialogue » entre économie et psychologie. Pour une excellente introduction à cette problématique, voir l'article récent de Gautié (2007).

⁵ Une discussion approfondie du lien entre satisfaction et utilité dépasse le cadre de cet article. Nous le mentionnons néanmoins, car c'est un sujet de débat assez fréquent dans cette littérature.

⁶ Cité par Mongin (1999).

⁷ "Par le terme « utilité », on désigne la faculté que possède chaque chose de produire un bénéfice, un avantage, un plaisir, un bien ou du bonheur (tous ces mots reviennent présentement au même), ou (ce qui est la même chose) d'éviter un dommage, une souffrance, un mal, ou un chagrin à la partie dont l'intérêt est en jeu ; s'il s'agit de la communauté en général, alors il s'agit du bonheur de la communauté ; s'il s'agit d'un individu particulier, alors il s'agit du bonheur de cet individu." (Bentham, 1789).

rôles. Elles interviennent - classiquement - comme déterminants des comportements des agents et de leurs décisions. Mais elles servent aussi de critères dans la définition des choix sociaux à partir d'une fonction de bien-être social. C'est ainsi le même terme qui est utilisé à la fois pour l'analyse des comportements ou des décisions des agents et pour celle des choix sociaux et de leur optimalité : une situation d'équilibre général est le résultat de comportements des agents gouvernés par leurs préférences, et elle sera jugée préférable à une autre à l'aune du bien-être des agents. Pour ce faire, encore faut-il pouvoir mesurer leur bien-être.

Dans la littérature, la mise en relation des notions d'utilité et de satisfaction se fait de différentes manières. Par exemple, Tversky et Griffin (1991), Kahneman, Wakker et Sarin (1997) ou Lévy-Garboua et Montmarquette (2007) distinguent deux concepts de l'utilité. Le premier, l'utilité *ex ante* (ou *decision utility*), est le concept adapté à l'étude des choix des agents. Le second, l'utilité *ex post* (ou *experienced utility*), est approprié à l'étude du bien-être individuel. Les deux concepts relèvent de deux approches différentes, chacune ayant sa propre méthode. Ainsi, les « valeurs »⁸ associées à l'utilité *ex ante* sont inférées à partir de choix des agents en utilisant un modèle approprié (théorie des préférences révélées, par exemple). Les valeurs associées à l'utilité *ex post* sont généralement recueillies par l'expression de jugements.

Il reste que la tendance générale des articles sur la satisfaction est de la considérer comme une *proxy* voire une mesure de l'utilité. Ceci oblige à faire un certain nombre d'hypothèses, comme de supposer qu'il s'agit d'utilité au sens de Bentham (voir *supra*), ou bien de s'appuyer sur des travaux ayant réexaminé les postulats de la théorie économique standard, comme la relativité de l'utilité (van de Stadt, Kapteyn et van de Geer, 1985) ou son caractère ordinal (van Praag, 1991). Noter qu'il y a des exceptions. Par exemple, Hamermesh (1977) ou Lévy-Garboua et Montmarquette (2004) ont écrit un modèle théorique de satisfaction qui ne remet en cause aucun des principaux fondements traditionnels de l'économie.

1.4 En guise de résumé

La revue de littérature a mis en évidence au moins trois aspects ou propriétés des variables de satisfaction qui nous paraissent importants. Ce sont schématiquement les suivants :

P1. La satisfaction est une notion relative. Lorsqu'un individu se déclare satisfait, il le fait en comparant implicitement sa situation à une référence.

P2. Les facteurs individuels (traits de personnalité) sont déterminants dans l'expression de la satisfaction.

P3. La satisfaction est corrélée aux comportements.

Certes, ces traits distinctifs ont été dégagés à la lecture des travaux portant sur la satisfaction dans l'emploi. Ils ne se généralisent peut-être pas à toutes les variables de satisfaction. Quoi qu'il en soit, lorsqu'ils sont avérés, ils doivent être examinés et

⁸ Les auteurs utilisent ce terme plutôt que « préférences ».

pris en compte dans tout travail empirique utilisant des variables de satisfaction, sous peine de produire des résultats (substantiellement) biaisés.

C'est en tout cas ce que nous allons montrer en prenant l'exemple particulier de la satisfaction que le salarié retire de sa durée du travail. Ce sujet a été très peu exploré dans la littérature sur les questions de satisfaction. C'est pourtant une composante essentielle de l'offre de travail. Il existe plusieurs travaux qui ont porté sur les préférences en matière d'heures travaillées, mais qui ont utilisé d'autres variables subjectives. Ainsi, Euwals, Melenberg et van Soest (1998) ont exploité une enquête demandant aux salariés s'ils désiraient travailler davantage, travailler moins ou s'ils étaient satisfaits de leurs heures travail. Ils ont montré que ces données subjectives apportaient une plus-value prédictive aux modèles de comportements en constatant que certains d'entre eux avaient consisté précisément à ajuster les heures réelles aux heures désirées. L'idée générale de ces travaux - et c'est un autre avantage de ce type de variables qu'il faut souligner - est que la donnée sur le nombre d'heures désiré permet d'identifier séparément les préférences "pures" des agents en matière d'heures de travail et les restrictions sur ces heures qui leur sont imposées sur le marché du travail. N'observer que les heures effectives des salariés, comme ce qui est fait traditionnellement, empêche de distinguer préférences et restrictions. Ainsi, en utilisant les réponses à une question posée directement aux salariés sur le nombre d'heures désirées, Euwals et van Soest (1999) ont estimé un modèle structurel d'offre de travail où ces heures désirées représentent les préférences individuelles non contraintes par les restrictions. Ils ont aussi estimé un second modèle, plus traditionnel, ne tenant compte que des heures observées. Ils en déduisent des élasticités de l'offre de travail au salaire différentes entre les deux modèles. Celles du premier modèle sont plus élevées que celles dérivées du second. Sur ce point, leur constat rejoint celui de Kahn et Lang (1991).

II - Les données

Les données utilisées proviennent des 8 vagues de la partie française du Panel Européen des Ménages, collectées par l'INSEE entre 1994 et 2001. Un échantillon d'un peu moins de 10 000 ménages a été tiré pour la première enquête d'octobre 1994. Les individus de 17 ans ou plus appartenant à ces ménages ont été suivis individuellement et interrogés à l'automne de chaque année. L'échantillon de départ en comptait environ 20 000. Les trois-quarts ont répondu à la première enquête.

L'enquête aborde différents aspects de la vie socioprofessionnelle des individus et demande notamment aux personnes en emploi leur nombre d'heures travaillées habituellement dans une semaine. Pour le sujet qui nous occupe, le panel des ménages offre des avantages décisifs. Les individus continuent à être enquêtés même s'ils déménagent, et en particulier s'ils le font à l'occasion d'un changement d'emploi. Or, comme on le verra, les changements d'emploi constituent une des sources d'identification des paramètres du modèle économétrique. Deuxième avantage, le panel permet de recueillir des mesures répétées de la satisfaction vis-à-vis du temps de travail, y compris celle exprimée par les individus qui ont gardé le même poste de travail. On peut alors contrôler les effets fixes individuels et prendre en compte la variabilité des réponses aux questions sur la satisfaction.

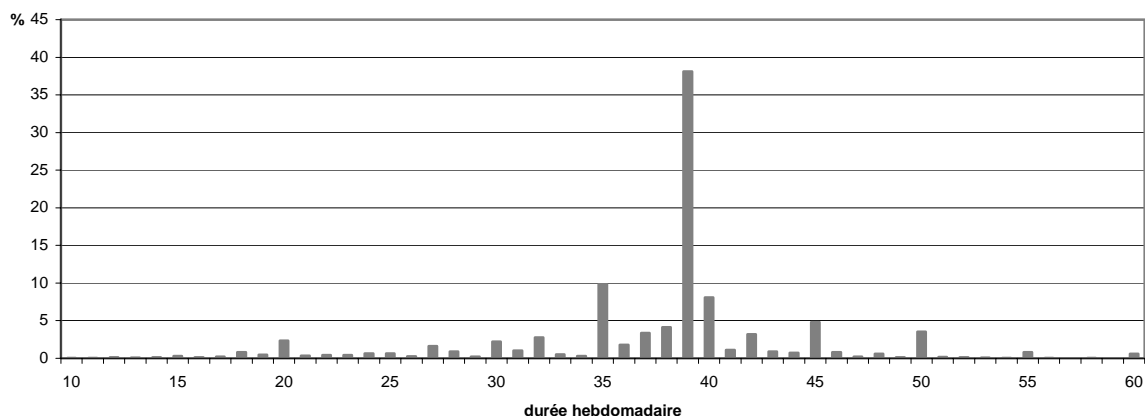
Le panel a cependant des défauts, dont certains sont particulièrement gênants ici. Le plus problématique est l'erreur de mesure sur la variable de durée hebdomadaire du travail. Cette erreur a deux origines. D'abord, l'enquêté est invité à fournir sa réponse en heures de travail. Lorsque la durée hebdomadaire réelle de son établissement ne se comptabilise pas en nombre entier d'heures, il doit l'arrondir. Par exemple, si l'horaire affiché est de 37 h 30, il devra répondre soit 37 heures, soit 38 heures. Ensuite et surtout, certains salariés ont déclaré ne pas avoir de durée régulière sur l'année. Dans ce cas, à défaut de pouvoir fournir une durée hebdomadaire moyenne, ils donnent un nombre d'heures de travail sur un mois ou sur un trimestre. On estime alors une durée hebdomadaire en divisant la réponse par 4,33 semaines ou par 12 semaines. Ce cas de figure s'est présenté au moins une fois sur la période 1994-2001 pour un bon tiers des salariés.

L'étude concerne les personnes âgées de 25 à 52⁹ ans en 1994. Elles sont 5 474 à avoir répondu à l'enquête de 1994 et déclaré occuper un emploi salarié. Du fait de l'attrition, on en perd 2 249. On a conservé les répondants ayant été en emploi salarié aux 8 dates du panel. On a donc exclu 950 individus, qui ont été au moins une fois sans emploi, et 250 autres qui ont connu une activité indépendante. Pour limiter les conséquences des erreurs de mesure sur la durée hebdomadaire de travail, les durées inférieures à 10 heures ou supérieures à 60 heures sont exclues. De plus, la variation de la durée d'une vague du panel à l'autre ne doit pas excéder 30 heures en valeur absolue. Tout ceci fait perdre 96 salariés. Enfin, en écartant 38 autres pour n'avoir pas répondu aux questions sur la satisfaction, l'échantillon d'étude contient finalement 1 891 salariés, soit environ un tiers de l'échantillon de départ d'octobre 1994.

⁹ La plus ancienne génération a 59 ans en 2001 et n'est donc pas, à cette date, sortie massivement de l'emploi vers la retraite.

Au cours de la période étudiée, 38 % des durées déclarées se concentrent sur la valeur 39 heures (figure 1). Le second mode de la distribution se situe à 35 heures. C'est une conséquence des mesures de réduction du temps de travail prises au cours de la période¹⁰.

Figure 1 - Répartition des durées du travail au cours de la période 1994-2001



Champ : Salariés âgés de 25 à 52 ans en 1994, en emploi de 1994 à 2001 (8 × 1 891 = 15 128 observations).

Lecture : 8,1 % des durées déclarées sur la période 1994-2001 se concentrent sur 40 heures.

Source : Panel européen des ménages - INSEE.

Huit fois sur dix, les salariés se disent satisfaits de leur temps de travail, même s'ils le sont à des degrés divers (table 1). On retrouve ici une constante des études sur la satisfaction, quel que soit le domaine étudié, qui veut que les personnes interrogées se déclarent majoritairement satisfaites de leur sort.

Table 1 - Niveau de satisfaction vis-à-vis du temps de travail

	% des réponses
1. Pas satisfait du tout	2.3
2. Pas satisfait	4.1
3. Pas très satisfait	12.0
4. Assez satisfait	28.6
5. Satisfait	46.7
6. Très satisfait	6.3
Ensemble	100.0

Champ : Salariés âgés de 25 à 52 ans en 1994, en emploi de 1994 à 2001 (8 × 1 891 = 15 128 observations).

Lecture : Le niveau 4 de satisfaction (*assez satisfait*) recueille 28.6 % des réponses sur la période 1994-2001.

Source : Panel européen des ménages - INSEE.

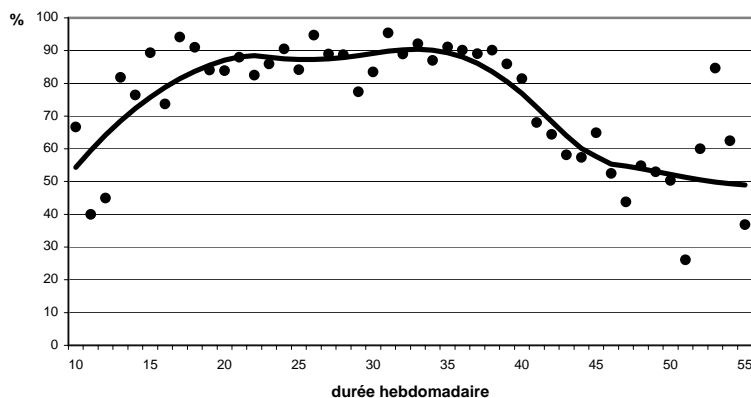
La figure 2 représente la part de salariés se déclarant satisfaits¹¹ selon leur nombre d'heures travaillées. Elle est plus faible lorsqu'ils travaillent soit très peu, soit beaucoup. En revanche, au vu de la courbe en trait continu obtenue par régression

¹⁰ En théorie, on aurait pu exploiter ce choc du passage aux 35 heures pour étudier, par exemple, son impact sur la satisfaction dans l'emploi. Mais on ne peut pas repérer, dans le panel des ménages, les établissements qui ont effectivement appliqué un accord de réduction du temps de travail.

¹¹ Les niveaux 4 à 6 ont été regroupés et opposés aux niveaux 1 à 3.

locale¹², il n'y a pas, dans la plage intermédiaire, de durée nettement « préférée » aux autres.

Figure 2 - Degré de satisfaction en fonction du nombre d'heures travaillées



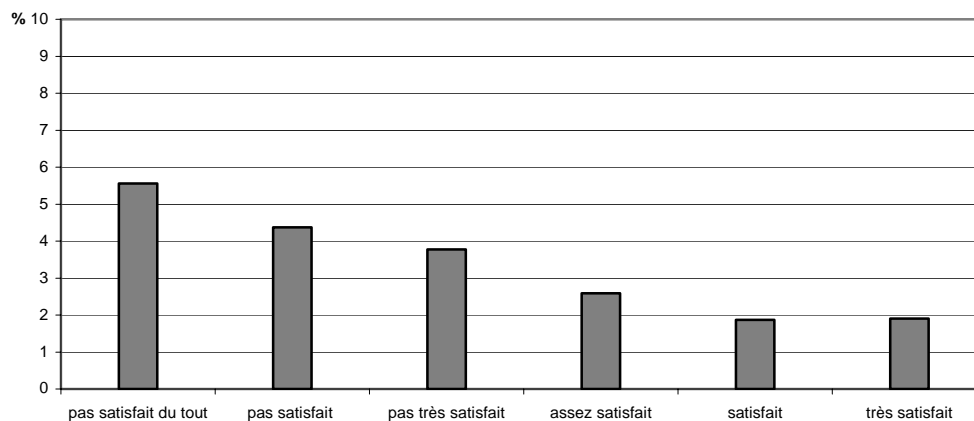
Champ : Salariés âgés de 25 à 52 ans en 1994, en emploi de 1994 à 2001 (8 × 1 891 = 15 128 observations).

Lecture : Une durée travaillée de 40 heures recueille 82 % d'assez satisfaits, de satisfaits ou de très satisfaits.

Source : Panel européen des ménages - INSEE.

Dernier point, comme l'avait montré Freeman (1978) avec la variable de satisfaction dans l'emploi, la satisfaction vis-à-vis du temps de travail contribue - apparemment - à prédire la mobilité des salariés : la probabilité de changer d'établissement varie inversement avec le niveau de satisfaction exprimé (figure 3)¹³.

Figure 3 - Niveau de satisfaction et changement d'établissement



Champ : Salariés âgés de 25 à 52 ans en 1994, en emploi de 1994 à 2001 (8 × 1 891 = 15 128 observations).

Lecture : 3,8 % des salariés se déclarant "pas très satisfaits" de leur temps de travail changent d'établissement au cours des 12 mois suivants.

Source : Panel européen des ménages - INSEE.

¹² Voir Cleveland (1979).

¹³ La propriété P3 (voir section 2.4) est donc vérifiée pour la satisfaction avec la durée du travail.

Certes, dans les données utilisées on observe seulement 2,9 % de changements d'établissement sur la période 1994-2001. Mais 13,8 % des salariés sont concernés. Et 5,6 % de ceux qui se déclarent très insatisfaits changent d'établissement au cours de l'année suivante. La proportion correspondante pour les très satisfaits est de 1,9%. Par conséquent, l'insatisfaction pourrait inciter certains salariés à quitter leur emploi pour en trouver un autre dont l'horaire de travail corresponde mieux à leurs préférences.

On part donc de l'hypothèse que chaque salarié a un nombre d'heures préféré, par rapport auquel il exprime sa satisfaction sur les heures effectivement travaillées et - éventuellement- ajuste son comportement. On suppose ainsi qu'il existe au sein de la population salariée une distribution des heures préférées. La section suivante montre comment il est possible, à partir de l'expression de la satisfaction et de l'observation des heures travaillées, d'identifier et d'estimer certaines caractéristiques de cette distribution, tout au moins sa moyenne.

III - Modèles et estimations

Nous commençons par écrire un modèle très simple de satisfaction. Son intérêt est double. D'abord, il nous aide à spécifier un modèle économétrique estimable sur données de panel. Ensuite, il nous permet de savoir où précisément intervenir lorsque les propriétés spécifiques aux variables de satisfaction (voir section 2.4 *supra*) risquent de poser des problèmes dans l'estimation.

Le modèle est construit sur l'hypothèse selon laquelle la satisfaction s_{it} exprimée par le salarié i vis-à-vis de sa durée du travail à la date t dépend à la fois de déterminants objectifs, principalement du nombre d'heures h_{it} effectivement travaillées, et de déterminants subjectifs inobservés. Dans les déterminants inobservés, on distingue, d'une part, une *durée de référence* notée h_i^r et qui sera définie plus loin, et, d'autre part, un ensemble de facteurs de nature psychologique notés η_{it} . La durée de référence h_i^r est supposée fixe sur la période d'observation. Quant aux facteurs η_{it} , on peut les décomposer en une composante fixe v_i (le caractère foncièrement optimiste de la personne interrogée, par exemple) et une composante temporelle ξ_{it} (l'humeur du moment, entre autres). C'est la durée de référence (*cf.* propriété P1) qui est donc notre grandeur d'intérêt. Nous montrerons formellement un peu plus loin que cette durée existe pour tout individu i .

Plus précisément, on pose les deux hypothèses suivantes :

- Ce ne sont pas les heures travaillées *per se* qui produisent de la satisfaction, mais leur écart aux heures de référence : un salarié sera d'autant plus satisfait que sa durée effective de travail sera proche de sa durée de référence. La satisfaction s est donc fonction de la différence entre la durée effective du travail h_{it} et la durée de référence h_i^r .
- L'expression de la satisfaction résulte de deux effets additifs, celui produit par les heures effectives relativement aux heures de référence, et celui provenant des facteurs personnels η_{it} .

Formellement, la satisfaction s_{it} exprimée par i à la date t s'écrit donc :

$$s_{it} = s(h_{it} - h_i^r) + \eta_{it} = s(h_{it} - h_i^r) + v_i + \xi_{it}. \quad (1)$$

L'objectif est d'inférer les heures de référence h_i^r , inobservées, à partir des observations sur les heures travaillées h_{it} et sur la satisfaction exprimée s_{it} . Intéressons-nous d'abord à la fonction s . Son développement à l'ordre 2 donne :

$$s(h_{it} - h_i^r) = s(0) + s'(0) \cdot (h_{it} - h_i^r) + s''(0) \cdot \frac{(h_{it} - h_i^r)^2}{2} + o((h_{it} - h_i^r)^2) \quad (2)$$

La durée réelle est une variable positive, bornée supérieurement par le nombre maximal d'heures que peut travailler un salarié et qui est déterminé par le droit du travail et/ou par le temps de repos physiologiquement nécessaire. Dans ces conditions, la fonction s , continue sur un intervalle borné, admet un maximum. La *durée de référence* - ou *durée préférée* - est la valeur qui correspond au maximum de la fonction de satisfaction. En omettant les termes d'ordre 3 ou plus, (2) donne :

$$s(h_{it} - h_i^r) = s(0) + s''(0) \cdot \frac{(h_{it} - h_i^r)^2}{2},$$

puisque $s'(0) = 0$ par définition de h_i^r , soit :

$$s(h_{it} - h_i^r) = s(0) + s''(0) \cdot \frac{(h_{it})^2}{2} - s''(0) \cdot h_i^r \cdot h_{it} + s''(0) \cdot \frac{(h_i^r)^2}{2}. \quad (3)$$

La fonction de satisfaction étant concave en 0, on a $s''(0) < 0$.

Soit maintenant \bar{h} la moyenne, sur la période observée, de la distribution des durées h_i^r . On a :

$$h_i^r = \bar{h} + \varepsilon_i, \quad (4)$$

avec $E[\varepsilon_i] = 0$.

Tout compte fait, en insérant (4) dans (3), puis (3) dans (1), la satisfaction exprimée par le salarié i à la date t s'écrit de manière synthétique :

$$s_{it} = \beta_1 h_{it}^2 + \beta_2 h_{it} + c_i + u_{it}, \quad (5)$$

où $\beta_1 = s''(0)/2$, $\beta_2 = -s''(0) \cdot \bar{h}$, $c_i = s(0) + s''(0) \cdot (h_i^r)^2 / 2 + v_i$ et $u_{it} = \xi_{it} - s''(0) \cdot \varepsilon_i \cdot h_{it}$. Si on parvient à estimer les paramètres β_1 et β_2 du modèle (5), alors la valeur moyenne de la distribution des durées préférées est estimée par :

$$\hat{\bar{h}} = -\frac{\hat{\beta}_2}{2\hat{\beta}_1} \quad (6)$$

Comme on le verra, toute la difficulté tient dans l'estimation sans biais des paramètres de (5).

III.1 Premières estimations

On commence par estimer le modèle de manière "naïve", c'est-à-dire en ne tenant pas compte des propriétés P2 et P3 de la variable de satisfaction. Les observations sont empilées, et les paramètres sont estimés par un probit ordonné sur ces observations empilées. La table 2 en donne les résultats. Les paramètres β_1 et β_2 ont les signes attendus. Avec ces valeurs des paramètres, la moyenne des heures de référence (6) est estimée à 24.7 heures (écart-type¹⁴ de 0.6 heure).

¹⁴ Estimé par la *delta method*.

Table 2 - Modèle probit ordonné sur observations empilées

Seuils du probit ($\mu_1=0$)	paramètres estimés
μ_2	0.506*** (0.020)
μ_3	1.168*** (0.023)
μ_4	2.037*** (0.025)
μ_5	3.696*** (0.029)
Constante	1.402*** (0.121)
$h^2 (\times 10^{-2})$	-0.179*** (0.009)
h	0.088** (0.007)

Champ : Salariés âgés de 25 à 52 ans en 1994, en emploi de 1994 à 2001 (8 × 1 891 = 15 128 observations).

Note : Écarts-type entre parenthèses ; *** : significatif à 1 %.

Source : Panel européen des ménages - INSEE.

Certes, ce modèle omet beaucoup de variables et notamment toutes celles qui ne varient pas dans le temps (les caractéristiques c_i de l'équation (5)). Il ne peut donc pas être comparé terme à terme avec les modèles suivants, qui prennent en compte des effets fixes. Cela étant, l'introduction de variables telles que le sexe, le diplôme, la position professionnelle de l'emploi ne modifient qu'à la marge l'estimation de la valeur moyenne \bar{h} .

De toute manière, le probit ordonné sur données empilées n'utilise pas la dimension de panel. On estime autrement \bar{h} , en spécifiant un modèle logit conditionnel à effets fixes¹⁵. L'avantage est de contrôler les caractéristiques fixes inobservées des individus (variable c_i de l'équation (5)). Toutefois, on perd de l'information, car la variable dépendante du logit doit être binaire. On a alors regroupé les salariés satisfaits de leur durée du travail (degrés 4 à 6 de la variable de satisfaction) et on les a opposés à l'ensemble des insatisfaits (niveaux 1 à 3)

Table 3 - Modèle logit conditionnel à effets fixes

	paramètres estimés
$h^2 (\times 10^{-2})$	-0.396*** (0.043)
h	0.206*** (0.032)

Champ : Salariés âgés de 25 à 52 ans en 1994, en emploi de 1994 à 2001 (1 891 salariés).

Note : Écarts-type entre parenthèses ; *** : significatif à 1 %.

Source : Panel européen des ménages - INSEE.

La table 3 donne les résultats. On obtient 26.0 heures comme moyenne des heures de référence, avec un écart-type de 1.4 heure. L'estimation sur les données en panel ne change pas fondamentalement les choses.

L'explication est qu'aucun des modèles n'a tenu compte des propriétés P2 et P3 de la variable de satisfaction, qui sur le plan économétrique se traduisent par l'endogénéité des variables d'heures travaillées. Cette endogénéité se manifeste de deux manières :

- par la présence de la durée travaillée h_{it} dans le terme résiduel u_{it} de l'équation d'intérêt (5) ;
- par le fait, imputable à la variable psychologique ξ_{it} (propriété P2), que l'expression de la satisfaction est corrélée à la mobilité ultérieure du salarié

¹⁵ Pour une présentation simple du logit conditionnel à effets fixes, voir Greene (2003). Ce modèle peut être aisément estimé en utilisant la procédure *phreg* du logiciel Sas (voir Allison, 1999)

(propriété P3), comme en témoigne la figure 3. Dans ces conditions, le résidu u_{it} est très probablement corrélé aux variables $h_{i,t+1}$, $h_{i,t+2}$, ...

III.2 Traitement de l'endogénéité

Supposons provisoirement que la variable dépendante s_{it} de (5) soit continue. En prenant les différences premières des variables de (5), on obtient :

$$\Delta s_{it} = \beta_1 \Delta h_{it}^2 + \beta_2 \Delta h_{it} + \Delta u_{it}, \quad (7)$$

avec $\Delta s_{it} = s_{it} - s_{i,t-1}$, $\Delta h_{it}^2 = h_{it}^2 - h_{i,t-1}^2$, $\Delta h_{it} = h_{it} - h_{i,t-1}$ et $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$. Rappelons que, d'après (5), le résidu u_{it} est égal à :

$$u_{it} = \xi_{it} - s''(0) \cdot \varepsilon_i \cdot h_{it}.$$

Dans un premier temps, on pose la double hypothèse :

$$H1 : \begin{cases} E[\varepsilon_i | h_{it}, h_{i,t-1}, \dots, h_{i1}, h_{it}^2, h_{i,t-1}^2, \dots, h_{it}^2, c_i] = 0 \\ E[\xi_{it} | h_{it}, h_{i,t-1}, \dots, h_{i1}, h_{it}^2, h_{i,t-1}^2, \dots, h_{it}^2, c_i] = 0 \end{cases}$$

La première partie de l'hypothèse signifie en particulier que le salarié ne fixe pas sa durée de référence en tenant compte du niveau des heures travaillées. Il le fait sur d'autres considérations, comme le partage qu'il jugerait "optimal" entre heures de travail et heures de temps libre. La seconde partie de H1 signifie que les traits personnels ξ_{it} ne dépendent pas des heures travaillées au même moment. Cette seconde partie est plus contestable que la première. Maintenons-là dans un premier temps.

Cette double hypothèse implique d'une part :

$$E[s''(0) \cdot \varepsilon_i \cdot h_{it} | h_{is}, h_{is}^2] = s''(0) \cdot h_{it} \cdot E[\varepsilon_i | h_{is}, h_{is}^2] = 0 \text{ et } E[s''(0) \cdot \varepsilon_i \cdot h_{i,t-1} | h_{is}, h_{is}^2] = 0,$$

pour $s = 1, \dots, t-1$, et d'autre part :

$$E[\xi_{it} | h_{is}, h_{is}^2] = 0 \text{ et } E[s''(0) \cdot \varepsilon_i \cdot h_{i,t-1} h_{is}, h_{is}^2] = 0.$$

Par conséquent :

$$E[h_{is} \cdot \Delta u_{it}] = 0 \text{ et } E[h_{is}^2 \cdot \Delta u_{it}] = 0.$$

On peut donc estimer sans biais les paramètres de (7) en instrumentant les différences premières Δh_{it}^2 et Δh_{it} par les valeurs retardées $h_{i,t-1}^2, h_{i,t-2}^2, \dots, h_{i1}^2$ et $h_{i,t-1}, h_{i,t-2}, \dots, h_{i1}$ (Arellano et Bond, 1991). Ceci conduit à une première estimation E1 des paramètres.

La seconde partie de H1 est probablement trop forte. On lève un peu cette hypothèse, en permettant que ξ_{it} soit corrélée à h_{it} mais pas aux autres valeurs antérieures de la durée du travail :

$$H2 : \begin{cases} E[\varepsilon_i | h_{it}, h_{i,t-1}, \dots, h_{i1}, h_{it}^2, h_{i,t-1}^2, \dots, h_{it}^2, c_i] = 0 \\ E[\xi_{it} | h_{i,t-1}, h_{i,t-2}, \dots, h_{i1}, h_{i,t-1}^2, h_{i,t-2}^2, \dots, h_{it}^2, c_i] = 0 \end{cases}$$

Ceci conduit à instrumenter Δh_{it}^2 et Δh_{it} par les valeurs retardées $h_{i,t-2}^2, h_{i,t-3}^2, \dots, h_{i1}^2$ et $h_{i,t-2}, h_{i,t-3}, \dots, h_{i1}$ et à une seconde estimation E2 des paramètres.

Il reste que la variable dépendante s_{it} est en réalité inobservée. Ce que l'enquêteur recueille est la réponse donnée par la personne à une question de satisfaction comportant 6 items (depuis *pas satisfait du tout* à *très satisfait*) : la variable dépendante du modèle est une variable qualitative ordonnée. A notre connaissance, il n'existe pas de procédure d'estimation permettant de traiter correctement le problème dans le cadre de variables explicatives endogènes. A défaut de pouvoir le faire rigoureusement, on transforme préalablement la variable qualitative observée en une variable numérique et on la considère comme continue¹⁶. On applique alors la méthode d'instrumentation ci-dessus. Une fois les paramètres β_1 et β_2 de (7) estimés, on en déduit une estimation de \bar{h} :

$$\hat{\bar{h}} = -\frac{\hat{\beta}_2}{2\hat{\beta}_1}.$$

Pratiquement, on a retenu 4 retards, nombre minimal pour que les paramètres d'intérêt β_1 et β_2 soient significatifs aux seuils usuels. On a préféré s'en tenir à 4 retards car le risque, avec un nombre (relativement) important de retards, est d'avoir des instruments faiblement corrélés avec les explicatives et de conduire à des biais d'estimation (Ziliak, 1997). Ceci donne un premier jeu (E1) de paramètres estimés. La table 4 donne les résultats des estimations.

Avec ces valeurs estimées des paramètres β_1 et β_2 , la valeur moyenne de la distribution des durées de travail préférées est estimée à 35.6 heures avec l'estimation E1 (écart-type¹⁷ de 3.1 heures) et à 38.5 heures avec l'estimation E2 (écart-type de 3.4 heures).

Table 4 - Estimations du modèle avec traitement de l'endogénéité des variables d'heures

	Estimation E1	Estimation E2
$h^2 (\times 10^{-2})$	-0.104** (0.035)	-0.255* (0.155)
h	0.074** (0.030)	0.197* (0.112)
Statistique de Sargan	12.28 (signif : 0.832)	13.95 (signif : 0.733)

Champ : Salariés âgés de 25 à 52 ans en 1994, en emploi de 1994 à 2001 (1 891 salariés).

Note : Écarts-type entre parenthèses ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 %.

Source : Panel européen des ménages - INSEE.

¹⁶ Cette méthode de "numérisation" d'une variable ordinale a été appliquée, entre autres, par van Praag et alii (2003) à partir d'une idée de Terza (1987).

¹⁷ L'écart-type a été calculé par la *delta method*.

Les paramètres sont imprécis, surtout pour l'estimation E2. Les raisons sont nombreuses : erreurs de mesure sur les durées effectivement travaillées (voir section 3), traitement « approximatif » de la variable dépendante ordinale du modèle de panel, imprécision *per se* des méthodes d'estimation par les GMM, faiblesse des instruments... Quoi qu'il en soit, on aboutit à des valeurs très sensiblement différentes des modèles plus "naïfs", et qui sont a priori plus crédibles¹⁸.

Certes, notre modèle est améliorable. En particulier, nous avons modélisé *a minima* l'hétérogénéité inobservée, uniquement par l'introduction de la durée de référence inobservée et d'effets fixes plus traditionnels. Nous avons ainsi supposé que la fonction de satisfaction *s* était la même pour tout le monde, alors que sa variabilité est peut-être une source importante d'hétérogénéité (Clark *et alii*, 2005). Nous avons aussi supposé que la durée de référence était fixe sur la période étudiée. Cela étant, la levée de ces hypothèses compliquerait encore la méthode d'estimation et ne remettrait probablement pas en cause une conclusion apportée par l'étude, qui est la nécessité de prendre toutes les précautions possibles avec les variables de satisfaction de manière à éviter les biais substantiels d'estimation.

¹⁸ Depuis 2002, l'enquête Emploi demande aux salariés s'ils souhaiteraient effectuer un nombre d'heures de travail différent, et d'indiquer le nombre d'heures souhaitées le cas échéant. La moyenne des heures hebdomadaires souhaitées par les salariés du privé (en incluant ceux qui ne souhaitent pas changer de durée du travail) s'élève, sur la période 2002-2005 à 37,7 heures.

IV - Quelques remarques conclusives

Avec cette étude, nous avons d'abord cherché à montrer l'utilité des variables de satisfaction. L'idée générale, rappelons-le, est que ces variables permettent de révéler ou d'inférer des grandeurs inobservées ou difficilement observables, qui ont un intérêt certain en économie. Nous avons illustré notre propos en prenant l'exemple de la satisfaction vis-à-vis des heures de travail, où la grandeur inobservée est la durée du travail "préférée". Pour inférer sa valeur moyenne à partir de la satisfaction exprimée par les salariés, nous nous sommes aidés d'un modèle théorique stylisé qui nous a permis de repérer précisément à quel niveau intervenaient les propriétés spécifiques à la variable de satisfaction, de manière à apporter les correctifs nécessaires lors de l'estimation, lorsque cela était possible. L'enseignement tiré est que ces variables apportent indéniablement de l'information, mais que cela se paye par la mise en œuvre de méthodes d'estimation souvent complexes.

Ceci encourage à leur utilisation. On peut citer une série d'applications possibles, certaines ayant d'ailleurs fait l'objet de plusieurs travaux.

Une première application consisterait à produire des indicateurs de qualité, et notamment un indicateur de la qualité d'un emploi, sujet brièvement mentionné en introduction. D'une manière générale, un emploi est un bien composite dont les caractéristiques sont, sans prétendre à l'exhaustivité, la durée du contrat, le niveau de salaire, le temps de travail et son organisation, le degré de responsabilité, l'exposition aux risques, etc. Lorsqu'on veut construire un indice synthétique résumant les différents aspects d'un emploi afin de comparer sa qualité à un autre, on se heurte inévitablement aux poids à accorder à ses composantes. Par exemple, attribuer a priori à la durée d'un contrat (la plus ou moins grande précarité d'un emploi) un poids, mettons, deux fois important plus que le temps de travail (temps partiel ou temps plein) est totalement arbitraire. L'utilisation de la variable de satisfaction dans l'emploi permettrait de remédier, au moins en partie, à l'arbitraire des pondérations. En effet, supposons qu'on ait sélectionné un ensemble de composantes pertinentes pour définir la qualité d'un emploi, et qu'on sache les mesurer. On estime un modèle de satisfaction, consistant à régresser la satisfaction exprimée par les salariés sur les caractéristiques des emplois qu'ils occupent. Les pondérations seraient calculées à partir des valeurs estimées des paramètres associés aux caractéristiques des emplois.

Autre application possible, relevant de la même optique : la satisfaction qu'un individu retire de son logement - autre bien composite. La démarche serait la même que pour l'emploi, avec l'intérêt supplémentaire de comparer les résultats avec ce que donnent les méthodes traditionnelles de régression hédonique, consistant à révéler la qualité des logements en "expliquant" leurs prix par leurs caractéristiques.

Un deuxième champ d'applications possibles concerne la satisfaction financière des ménages. Plusieurs travaux ont combiné une variable de niveau de vie subjectif avec des variables de revenus et de composition du ménage pour en déduire des échelles d'équivalence. On citera Hourriez et Olier (1997) sur données françaises, Charlier (2002), Bellemare *et alii* (2002) ou Schwarze (2003) sur données allemandes. D'autres ont produit des indicateurs d'inégalité (Ferrer-i-Carbonell et van Praag, 2003). On peut aussi exploiter un autre aspect de la question, qui rejoint celui

mentionné, dans un autre domaine, par Euwals *et alii* (voir section 2.4 supra) : l'intérêt d'une variable subjective comme la satisfaction financière ou (le niveau de vie perçu) est qu'elle permet de rendre compte de contraintes qui s'exercent sur les individus. L'idée, très générale en l'état et qui reste à préciser, serait alors de voir dans quelle mesure la variable de niveau de vie permettrait de tenir compte des restrictions (les dépenses dites contraintes en feraient partie) auxquelles font face les ménages et qui sont difficilement mesurables voire identifiables.

Références

- Allison P.D. (1999)**, Logistic Regression Using the SAS System. Theory and Application, SAS Institute Inc.
- Arellano M. and S. Bond (1991)**, "Some Tests of Specification for Panel data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, vol. 58, n° 2.
- Bellemare C., B. Melenberg and A. van Soest (2002)**, "Semi-parametric Models for Satisfaction with Income", Portuguese Economic Review, vol. 1.
- Bentham J. (1789)**, Introduction aux principes de morale et de législation.
- Borjas G.J. (1979)**, "Job Satisfaction, Wages, and Unions", Journal of Human Resources, vol. 14, n° 1.
- Charlier E. (2002)**, "Equivalence Scale in an Intertemporal Setting with an Application to the Former West Germany", Review of Income and Wealth, vol. 48, n° 1.
- Clark A.E. (2001)**, "What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data", Labour Economics, vol. 8, n° 2.
- Clark A.E., F. Etilé, F. Postel-Vinay, C. Senik and K. Van der Straeten (2005)**, "Heterogeneity in Reported Well-Being: Evidence from Twelve European Countries", The Economic Journal, vol 115.
- Clark A.E., P. Frijters and M.A. Shields (2006)**, "Income and happiness. Evidence, explanations and economic implications", PSE working paper, n° 2006-24.
- Clark A.E. and A.J. Oswald (1996)**, "Satisfaction and comparison income", Journal of Public Economics, vol. 61, n° 3.
- Cleveland W.S. (1979)**, "Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots", Journal of the American Statistical Association, vol. 74, n° 368.
- Davoine L. (2007)**, "L'économie du bonheur peut-elle renouveler l'économie du bien-être ?", Document de travail du Centre d'Études de l'Emploi, n° 80.
- Diener E., E.M. Suh, R.E. Lucas and H.L. Smith (1999)**, "Subjective Well-Being: Three Decades of Progress", Psychological Bulletin, vol. 125, n° 2.
- Euwals R, B. Melenberg and A. van Soest (1998)**, "Testing the predictive value of subjective labour supply data", Journal of Applied Econometrics, vol. 13, n° 5.
- Euwals R and A. van Soest (1999)**, "Desired and actual labour supply of unmarried men and women in the Netherlands", Labour Economics, vol. 6, n° 1.
- Ferrer-I-Carbonell A. and P. Frijters (2004)**, "How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness", The Economic Journal, vol. 114, n° 497.
- Ferrer-I-Carbonell A. and B.S. van Praag (2003)**, "Income Satisfaction Inequality and its Causes", Journal of Economic Inequality, vol. 1, n° 3.
- Freeman R.B. (1978)**, "Job Satisfaction as an Economic Variable", American Economic Review, vol. 68, n° 2.
- Frey B.S. and A. Stutzer (2002)**, Happiness and Economics. How the Economy and Institutions Affect Well-Being, Princeton University Press.

Gautié J. (2007), "L'économie à ses frontières (sociologie, psychologie) : quelques pistes", *Revue Économique*, vol. 58, n° 4.

Greene W.H. (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, fifth edition.

Grund C. and D. Sliwka (2007), "Preference Dependent Preferences and the Impact of Wage Increases on Job Satisfaction: Theory and Evidence", *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, vol. 163, n° 2.

Hamermesh D.S. (1977), "Economic Aspects of Job Satisfaction", in Ashenfelter O. and W. Oates (eds), *Essays in Labor Market Analysis*, John Wiley : New York.

Hamermesh D.S. (2001), "The Changing Distribution of Job Satisfaction", *Journal of Human Resources*, vol. 36, n° 1.

Hamermesh D.S. (2004), "Subjective Outcomes in Economics", *Southern Economic Journal*, vol. 71, n° 1.

Hirschman A.O. and M. Rothschild (1973), "The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, n° 4.

Hourriez J.M. et L. Olier (1997), "Niveau de vie et taille du ménage : estimation d'une échelle d'équivalence", *Économie et statistique*, n° 308-309-310.

Kahn S. and K. Lang (1991), "The Effect of Hours Constraints on Labor Supply Estimates", *The Review of economics and Statistics*, vol. 73, n° 4.

Kahneman D. (2003), "A Psychological Perspective on Economics", *The American Economic Review*, vol. 93, n° 2.

Kahneman D., P.P. Wakker and R. Sarin (1997), "Back to Bentham? Explorations of experienced utility", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112.

Layard R. (2005), *Happiness. Lessons from a New Science*, Penguin Books.

Lévy-Garboua L. and C. Montmarquette (2004), "Reported job satisfaction: what does it mean?", *The Journal of Socio-Economics*, vol. 33.

Lévy-Garboua L. and C. Montmarquette (2007), "A Theory of Satisfaction and Utility with Empirical and Experimental Evidences", papier présenté aux IX^{èmes} Journées d'Économie Expérimentale, 23-25 mai, Lyon.

Lévy-Garboua L., C. Montmarquette and V. Simonnet (2007), "Job satisfaction and quits", *Labour Economics*, vol. 14, n° 2.

Little I.M.D. (1949), "A Reformulation of the Theory of Consumer's Behaviour", *Oxford Economic Papers*, vol. 1, n° 1.

Mongin P. (1999), "Normes et jugements de valeur en économie normative", *Information sur les sciences sociales/Social Science Information*, vol. 34, n° 8.

Rabin M. (1998), "Psychology and Economics", *Journal of Economic literature*, vol. 36, n° 1.

Ravallion M. and M. Lokshin (2001), "Identifying Welfare Effects from Subjective Questions", *Economica*, vol. 68.

Schwarze J. (2003), "Using Panel Data on Income Satisfaction to Estimate the Equivalence Scale Elasticity", *Review of Income and Wealth*, vol. 49, n° 3.

Sen A. (1973), "Behaviour and the Concept of Preference", *Economica*, vol. 40, n° 159.

Senik C. (2004), "When information dominates comparison. Learning from Russian subjective panel data", *Journal of Public Economics*, vol. 88, n° 9-10.

Terza J. V. (1987), "Estimating linear models with ordinal qualitative regressors", *Journal of Econometrics*, 34.

Tversky A. and D. Griffin (1991), "Endowments and Contrasts in Judgments of Well-Being", in Zeckhauser R.J. (ed.), *Strategy and Choice*, M.I.T. Press.

Van Praag B. (1991), "Ordinal and cardinal utility. An integration of the two dimensions of the welfare concept", *Journal of Econometrics*, vol. 50, n° 1-2.

Van Praag B., P. Frijters and A. Ferrer-I-Carbonell (2003), "The anatomy of subjective well-being", *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 51, n° 1.

Van de Stadt H., A. Kapteyn and S. van de Geer (1985), "The Relativity of Utility: Evidence from Panel Data", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 67, n° 2.

Ziliak J.P. (1997), "Efficient Estimation with Panel data when Instruments are Predetermined: an Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, n° 4.

Annexe

Soit y une variable ordinale, prenant conventionnellement les valeurs de 1 à p . On observe la répartition de la population selon les différentes valeurs de y . On cherche à remplacer y par une variable numérique représentant un index (on cherche à la “quantifier”). Le principe est de considérer la variable y observée comme la réalisation d'une variable (numérique) latente y^* distribuée selon la loi normale centrée réduite et de remplacer chaque valeur de y par la “valeur correspondante” de y^* .

Soit P_k la proportion des individus pour lesquels la valeur de y est comprise entre 1 et k (avec $1 \leq k \leq p$). A P_k correspond le seuil μ_k tel que $P_k = \Pr(y < k) = \Pr(y^* < \mu_k)$. Puisque y est supposée suivre la loi normale centrée réduite, on a $P_k = \Phi(\mu_k)$. Connaissant P_k , on en déduit la valeur du seuil : $\mu_k = \Phi^{-1}(P_k)$.

Examinons maintenant les individus pour lesquels $y = k$. Ils sont tels que $\mu_{k-1} < y^* < \mu_k$. On remplace alors k par la valeur moyenne de y^* sur l'intervalle $[\mu_{k-1}, \mu_k]$. Elle est égale à :

$$E[y^* | \mu_{k-1} < y^* < \mu_k] = \frac{1}{\Phi(\mu_k) - \Phi(\mu_{k-1})} \int_{\mu_{k-1}}^{\mu_k} y^* \phi(y^*) dy^*$$

où $\phi(y^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{y^{*2}}{2})$ est la densité de la loi normale centrée réduite. On vérifie que l'on a :

$$\frac{d\phi(y^*)}{dy^*} = -y^* \phi(y^*).$$

Il vient alors :

$$\begin{aligned} E[y^* | \mu_{k-1} < y^* < \mu_k] &= \frac{1}{\Phi(\mu_k) - \Phi(\mu_{k-1})} \int_{\mu_{k-1}}^{\mu_k} -d\phi(y^*) \\ &= \frac{\phi(\mu_{k-1}) - \phi(\mu_k)}{\Phi(\mu_k) - \Phi(\mu_{k-1})} = \frac{\phi(\mu_{k-1}) - \phi(\mu_k)}{P_k - P_{k-1}}. \end{aligned} \quad (1)$$

Dans le cas où $k = 1$, (1) s'écrit : $-\frac{\phi(\mu_1)}{\Phi(\mu_1)}$,

et dans celui où $k = p$, (1) s'écrit : $\frac{\phi(\mu_{k-1})}{1 - \Phi(\mu_{k-1})}$.

La variable y est donc remplacée par la variable \tilde{y} prenant les valeurs données par (1).

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

7G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises				Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH			G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983			G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit			G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires			G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale			G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles			G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation			G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international			G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies			G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques			G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène			G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989			G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées			G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS			G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques		NON PARU	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé			G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique			G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée				
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE				

G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

- G 9608 N. GREENAN - D. GUELLEC
Technological innovation and employment reallocation
- G 9609 Ph. COUR - F. RUPPRECHT
L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
- G 9610 S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT
Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
- G 9611 X. BONNET - S. MAHFOUZ
The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
- G 9612 PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY
The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
- G 9613 A. JACQUOT
Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
- G 9614 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique Français-Chinois
- G 9701 J.L. SCHNEIDER
La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
- G 9702 J.L. SCHNEIDER
Transition et stabilité politique d'un système redistributif
- G 9703 D. GOUX - E. MAURIN
Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
- G 9704 P. GENIER
Deux contributions sur dépendance et équité
- G 9705 E. DUGUET - N. IUNG
R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
- G 9706 M. HOUDEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD
Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
- G 9707 M. HOUDEBINE
Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
- G 9708 E. DUGUET - N. GREENAN
Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
- G 9709 J.L. BRILLET
Analyzing a small French ECM Model
- G 9710 J.L. BRILLET
Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
- G 9711 G. FORGEOT - J. GAUTIÉ
Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
- G 9712 E. DUBOIS
High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
- G 9713 Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
- G 9714 F. LEQUILLER
Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
- G 9715 X. BONNET
Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?
Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
- G 9716 N. IUNG - F. RUPPRECHT
Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
- G 9717 E. DUGUET - I. KABLA
Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
- G 9718 L.P. PELÉ - P. RALLE
Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
- G 9719 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
- G 9720 M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER
Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
- G 9721 A. MOUROUGANE
Crédibilité, indépendance et politique monétaire
Une revue de la littérature
- G 9722 P. AUGERAUD - L. BRIOT
Les données comptables d'entreprises
Le système intermédiaire d'entreprises
Passage des données individuelles aux données sectorielles
- G 9723 P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON
Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
- G 9724 P. AUGERAUD
Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - *A paraître*
- G 9801 H. MICHAUDON - C. PRIGENT
Présentation du modèle AMADEUS
- G 9802 J. ACCARDO
Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
- G 9803 X. BONNET - S. DUCHÊNE
Apports et limites de la modélisation
« Real Business Cycles »
- G 9804 C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL
The Commercial Success of Innovations
An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
- G 9805 P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG
Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
- G 9806 J. ACCARDO - M. JLASSI
La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996

G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997	Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

- G2000/13 B. CREPON - Th. HECKEL
- Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles
- Computerization in France: an evaluation based on individual company data
- G2001/01 F. LEQUILLER
- La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB
- The new economy and the measurement of GDP growth
- G2001/02 S. AUDRIC
La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
- G2001/03 I. BRAUN-LEMAIRE
Evolution et répartition du surplus de productivité
- G2001/04 A. BEAUDU - Th. HECKEL
Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées
- G2001/05 C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL
Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data
- G2001/06 R. MAHIEU - B. SÉDILLOT
Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
- G2001/07 Bilan des activités de la DESE - 2000
- G2001/08 J. Ph. GAUDEMET
Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
- G2001/09 B. CRÉPON - Ch. GIANELLA
Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
- G2001/10 B. CRÉPON - R. DESPLATZ
Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires
- G2001/11 J.-Y. FOURNIER
Comparaison des salaires des secteurs public et privé
- G2001/12 J.-P. BERTHIER - C. JAULENT
R. CONVENEVOLE - S. PISANI
Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale
- G2001/13 P. BISCOURP - Ch. GIANELLA
Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry
- G2001/14 I. ROBERT-BOBÉE
Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility
- G2001/15 J.-P. ZOYEM
Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du «Panel européen des ménages »
- G2001/16 J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD
La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?
- G2001/17 C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER
Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
- G2002/01 F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR
Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
- G2002/02 Bilan des activités de la DESE - 2001
- G2002/03 B. SÉDILLOT - E. WALRAET
La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
- G2002/04 G. BRILHAULT
- Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français
- Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
- G2002/05 P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER
How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
- G2002/06 C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE
L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
- G2002/07 J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET
Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
- G2002/08 J.-P. BERTHIER
Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
- G2002/09 F. HILD
Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
- G2002/10 I. ROBERT-BOBÉE
Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
- G2002/11 J.-P. ZOYEM
La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
- G2002/12 F. HILD
Prévisions d'inflation pour la France
- G2002/13 M. LECLAIR
Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
- G2002/14 E. WALRAET - A. VINCENT
- Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation
- Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
		G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
		G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises

	Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002		