

## L'IPC MESURE-T-IL BIEN LE « COÛT DE LA VIE » ?

Nicolas Gravel (1)

L'article de Marie-Émilie Clerc et d'Élise Coudin présente les résultats de l'emploi, dans le cadre français, d'une méthodologie statistique destinée à quantifier un éventuel biais qui entacherait l'évaluation de l'évolution du « coût de la vie » que fournit l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) de l'Insee. La méthodologie statistique en question a déjà été utilisée avec le même objectif dans d'autres contextes, comme ceux des États-Unis (De Costa, 2001 ; Hamilton, 2001), du Canada (Beaty et Larsen, 2005) de l'Australie (Baret et Brzozowski, 2009), du Mexique et du Brésil (De Carvalho et Chamon, 2008). Son emploi dans le cadre français est donc tout à fait naturel, d'autant plus qu'il est mené avec grande compétence. Les auteures défendent l'intérêt de leur démarche en indiquant qu'elle permet d'alimenter le débat qui a entouré la possible sous-estimation de la hausse du coût de la vie à laquelle aurait conduit l'IPC dans les années ayant suivi l'entrée en vigueur de l'euro. La question qu'il convient de se poser est de savoir si - et surtout comment - la méthode atteint son objectif de quantifier adéquatement le biais de mesure du « coût de la vie » que fournit l'IPC.

Parler de « biais » suppose une distance possible entre la notion de « coût de la vie » d'un côté et celle d'IPC de l'autre. Qu'est-ce donc que le « coût de la vie » ? Depuis plus de trois siècles (2), les économistes ont répondu à cette question en définissant « la vie » comme étant un panier - dit de référence - de biens et de services consommés par le ménage et en définissant le « coût » de cette vie par le coût d'achat, aux prix du marché, de ce panier. Cette définition, parfaitement cohérente, sert directement de base à la définition de l'IPC.

Admettons qu'il y ait  $n$  biens consommés par le ménage, et appelons  $x_j^t$  la quantité du bien  $j$  (pour  $j = 1, \dots, n$ ) consommée dans le panier de référence servant à définir « la vie ». Alors, si on appelle  $p_j^t$  le prix observé du bien  $j$  à la période  $t$ , on appellera « coût de la vie » en  $t$  la grandeur :

$$\sum_{j=1}^n p_j^t x_j^t$$

Ce que l'Insee appelle Indice des Prix à la Consommation ( $IPC_t$ ) en  $t$ , par rapport à la situation de référence où le bien  $j$  (pour  $j = 1, \dots, n$ ) avait un prix  $p_j^r$ , n'est rien d'autre que :

$$IPC_t = \frac{\sum_{j=1}^n p_j^t x_j^r}{\sum_{j=1}^n p_j^r x_j^r}$$

soit le rapport entre le coût de « la vie » en  $t$  et son coût dans la situation de référence. Dans la mesure où l'on accepte la définition de « la vie » sous-jacente au choix du panier de référence, comment un tel indice pourrait être biaisé ?

La réponse à cette question est simple, et concerne l'articulation entre la théorie et la pratique. En pratique en effet, il peut être difficile de mesurer les prix de tous ces biens, et l'Insee, qui en suit cent quarante mille, ne prétend couvrir que 95,2 % des biens effectivement consommés par le ménage français moyen. Si les mouvements de prix dans les biens omis vont dans la même direction, il est possible que l'IPC sous-estime ou surestime l'évolution du « coût de la vie » dans la direction opposée. Une autre source bien connue de biais est l'apparition, entre les situations  $r$  et  $t$ , de nouveaux biens. Il faut alors imputer à des biens qui n'existaient pas dans la situation de référence le prix qu'ils auraient eu s'ils avaient existé. Des problèmes de même nature se posent si la qualité des biens change entre les situations et si, par conséquent, les biens comparés d'une période à l'autre sont, de fait, des biens différents. Les économistes ont développé de nombreuses méthodes pour traiter ces problèmes, dont l'importance empirique n'est parfois pas négligeable, comme le rappelle l'excellente synthèse de Hausman (2003).

1. Université de la Méditerranée & IDEP-GREQAM, Centre de la Vieille Charité, 2, rue de la Charité, 13 002 Marseille Cedex, France. nicolas.gravel@univmed.fr

2. D'après l'excellente synthèse de l'histoire des indices de prix que nous propose Diewert (1993), la première proposition connue de construction d'un indice synthétique des prix remonte à 1707 et est due à l'Evêque de la ville d'Ely William Fleetwood.

Ces biais, pour évidents et substantiels qu'ils soient, ne sont pourtant pas ceux qui font l'objet de la méthode mise en œuvre par Marie-Émilie Clerc et Élise Coudin, même s'ils sont indirectement abordés. Pour comprendre le « biais » principal que vise à mesurer la méthode statistique mobilisée par ces deux auteures, il faut accepter d'interpréter la notion de « coût de la vie » dans une optique de rationalité « bien-être » qui est celle de la théorie du consommateur. Il faut en particulier admettre que :

- 1) le panier consommé par un ménage lui procure un certain niveau de « bien-être » qui servira d'unité de mesure de « la vie » ;
- 2) le ménage est « rationnel » et choisit toujours, dans l'ensemble des paniers qui satisfont sa contrainte budgétaire, le panier qui lui fournit le plus haut niveau de ce bien-être.

Si l'on accepte ces hypothèses, on peut définir le « coût de la vie » comme le coût nécessaire à atteindre un certain niveau de bien-être (disons associé à une situation de référence). Le biais de l'IPC s'exprime alors par l'écart possible entre l'évolution de l'IPC et celle de ce coût nécessaire à atteindre le niveau de bien-être de référence. Il est facile de voir que cet écart existera, et qu'il conduira l'IPC à surestimer l'évolution de ce coût. Supposons en effet que le panier de référence  $(x_1^r, \dots, x_n^r)$ , consommé par le ménage aux prix  $(p_1^r, \dots, p_n^r)$ , lui procure un niveau de bien-être de  $u^r$ . Peut-on dire que le coût  $\sum_{j=1}^n p_j^r x_j^r$  du panier  $(x_1^r, \dots, x_n^r)$  aux prix  $(p_1^r, \dots, p_n^r)$  fournisse une mesure du coût minimum que doit déboursier le ménage confronté aux prix  $p_1^t, \dots, p_n^t$  pour atteindre  $u^r$  ? La réponse est négative sous les deux hypothèses qui viennent d'être faites. En effet, en disposant d'un revenu de  $\sum_{j=1}^n p_j^t x_j^r$ , le ménage peut, certes, se procurer le panier  $x_1^r, \dots, x_n^r$  aux prix  $(p_1^t, \dots, p_n^t)$ . Mais il a également la possibilité de consommer d'autres paniers dont certains sont peut être plus intéressants du point de vue du bien-être. Si le ménage est « rationnel », il utilisera au mieux ces possibilités – les manuels de microéconomie écrivent qu'il « substituera » certains biens à d'autres - et choisira un panier qui lui procurera (faiblement) plus de bien-être que le panier  $(x_1^r, \dots, x_n^r)$ . Pour cette raison, le montant  $\sum_{j=1}^n p_j^t x_j^r$  constitue une

surestimation de la somme qu'aurait besoin le ménage pour atteindre le niveau de bien-être  $u^r$  et, par conséquent, le rapport surestime le rapport entre les coûts requis en  $t$  et en  $r$  pour atteindre  $u^r$ .

La méthode d'estimation des biais de l'IPC qu'utilisent les auteures requiert qu'on accepte cette théorie du consommateur. La méthode consiste à estimer économétriquement une fonction reliant la part du budget qu'un ménage consacre aux dépenses alimentaires à des variables explicatives en supposant que la fonction en question résulte d'une maximisation de bien-être sous contrainte budgétaire. La méthode suppose en outre que l'on puisse concevoir les préférences du ménage comme ne portant que sur deux agrégats : la dépense en biens alimentaires, et la dépense en biens non-alimentaires. La théorie économique (cf. par exemple Blackorby *et al.*, 1979) nous enseigne que ce sera le cas si les préférences du ménage sont séparables entre les biens alimentaires et les biens non-alimentaires. Par ailleurs, les préférences du ménage représentées par cette fonction de bien-être sont supposées être d'un type particulier - dit PIGLOG - proposé par Deaton et Muellbauer (1980). Bien que hautement spécifiques, les préférences PIGLOG induisent une forme assez simple de la fonction reliant la part du budget consacrée à une certaine catégorie de dépenses (ici alimentaires) aux variables explicatives, et en particulier aux indices de prix des biens alimentaires et des biens non-alimentaires. En supposant ensuite que les indices de prix des biens alimentaires et non-alimentaires - dits « vrais » - observés par le ménage au moment où il prend sa décision diffèrent linéairement des indices de prix que calcule l'Insee de manière constante sur l'ensemble de la France, les auteures peuvent alors mesurer les écarts entre les indices « vrais » et les indices « biaisés » de l'Insee au moyen des coefficients estimés de variables indicatrices de période et de zone géographique.

Il est important de remarquer que les biais que cette méthode mesure sont très divers, même s'ils ne sont pas explicites. Contrairement à ce qu'affirment les auteures, avec Hausman (2003, p38), ils ne se limitent pas au biais de substitution. Leur méthode concerne, de fait, toutes les raisons susceptibles d'expliquer un écart linéaire entre indices de prix « vrais » et les indices de prix de l'Insee. Il est d'ailleurs heureux pour les auteures qu'il en aille ainsi, car autrement, l'ar-

gument qu'elles fournissent pour justifier l'intérêt de leur méthode pour éclairer le débat sur la possible sous-estimation de l'évolution du coût de la vie par l'IPC ne serait pas convaincant. Si leur méthode ne quantifiait que le biais de substitution, elle ne pourrait par définition que conduire à la conclusion que l'IPC surestime l'évolution du coût de la vie. Si tel était le cas, l'une des dernières phrases de leur article affirmant que l'application de leur méthode « *ne conforte pas l'idée répandue que l'IPC français aurait été affecté d'un biais de sous-estimation du coût de la vie entre 1979 et 1986* » ne serait qu'une tautologie.

Dans la mesure où la méthode qu'elles utilisent permet - sous les hypothèses très fortes qui en justifient l'emploi - de quantifier toutes les sources d'écart entre les indices de prix qu'utilisent les ménages lorsqu'ils font leur choix et ceux mesurés par l'Insee, on est surpris de voir que les utilisateurs de la méthode n'aillent pas plus loin dans l'identification des différents biais. En particulier, les auteures auraient pu fournir une quantification du seul biais de substitution et comparer cette quantification à celle, globale, qu'elles obtiennent de l'ensemble des biais. En effet, elles estiment les paramètres d'une fonction expliquant la part du budget consacrée par un ménage aux dépenses budgétaires comme résultat d'une maximisation de préférences de type PIGLOG. Ce faisant, elles estiment donc tous les paramètres de ces préférences (pour plus de détails voir l'article original de Deaton and Muellbauer, 1980). Ces paramètres pourraient donc être utilisés pour déterminer le revenu minimum dont aurait besoin le ménage pour atteindre le niveau de bien-être  $u^r$  mentionné plus haut, et comparer ce revenu minimum au coût  $\sum_{j=1}^n p_j^r x_j^r$  que fournit l'IPC. Ce faisant, le biais de substitution serait mesuré exactement, et pourrait être comparé au biais global qu'elles quantifient. Pourquoi ne pas avoir procédé de la sorte ? La même question pourrait, évidemment, être posée à Hamilton (2001), inventeur de la méthode, ainsi qu'à tous les autres utilisateurs.

### Vers une alternative au bien-être

Comme je l'ai indiqué, une partie des « biais » ne doivent être interprétés comme tels que si l'on accepte de définir le « coût de la vie » comme le coût, aux prix en vigueur dans une situation, pour atteindre un certain niveau de

bien-être de référence, et qu'on accepte le postulat de rationalité « bien-être ». La méthode des auteures accepte ces hypothèses, et va même plus loin, en limitant le type de fonction de bien-être qu'un ménage peut avoir - type PIGLOG - et en supposant que les préférences sont séparables entre biens alimentaires et autres biens. Mais il n'est pas clair que la définition « bien-être » du « coût de la vie » comme coût pour atteindre un niveau de bien-être soit la seule possible. De fait, le *credo* « bien-être » des économistes a fait, dans les trente dernières années, l'objet d'un scepticisme croissant de la part tant de philosophes (à partir notamment de l'ouvrage fondateur de Rawls, 1971) que d'économistes eux-mêmes au premier chef desquels on retrouve Sen (1979) (voir aussi Sen, 1985 ou Sen, 1991). Il ne saurait évidemment être l'objet de ce commentaire de discuter en détail les raisons invoquées par ces auteurs pour justifier leur scepticisme. Il suffira, pour mon propos, de reconnaître que la notion même de bien-être a été considérée comme étant un élément inadéquat ou, au moins incomplet, pour décrire la situation d'un ménage sur le plan normatif, et que l'hypothèse de rationalité « bien-être », suivant laquelle les choix des ménages visent toujours l'obtention du plus grand bien-être a fait l'objet de remises en cause même par des auteurs se réclamant du « bien-être » (cf. par exemple Blackorby *et al.*, 2005).

Comme alternative au bien-être, il a été suggéré par certains de baser la description de la situation d'un ménage ou d'un individu sur sa *liberté de choix*. Il existe, de fait, une longue tradition de pensée en économie et ailleurs, illustrée notamment par Knight (1947), Hayek (1960), Buchanan (1975) et Sen (1988) qui voit dans la liberté individuelle le facteur le plus important à considérer pour l'évaluation normative. Si on envisage dans cette perspective le problème de définir ce que signifie « le coût de la vie », on serait enclin à le définir en termes de la liberté de choix du ménage ou, pour employer une expression plus proche du jargon des économistes, de son « pouvoir d'achat ». Dans cette perspective, on aurait envie de définir le « coût de la vie » comme une mesure du « pouvoir d'achat » interprété comme la liberté, pour le ménage, de consommer un certain ensemble de paniers de consommation. Cette liberté est celle que lui fournit ce que la théorie économique appelle « sa contrainte budgétaire », c'est-à-

dire l'ensemble des paniers que le ménage peut se procurer, compte tenu des prix  $p_1^t, \dots, p_n^t$  qui prévalent dans la situation  $t$  considérée, et du revenu  $R_t = \sum_{j=1}^n p_j^t x_j^t$  (si le ménage dépense tout son revenu) dont il dispose. Comment définir la « liberté » que procure au ménage la configuration de prix et de revenu  $(p_1^t, \dots, p_n^t, R_t)$  ?

Dans un contexte plus général que celui de la théorie du consommateur, une littérature maintenant significative, illustrée par les contributions de Jones et Sugden (1982), Pattanaik et Xu (1990), Pattanaik et Xu (1998) et Xu (2004) (parmi de nombreux autres, voir par exemple les synthèses de Gravel, 2006 ou 2009) a fourni un certain nombre de réponses plausibles à cette question, en formulant des axiomes précis de ce que pourrait signifier cette liberté, et en caractérisant la classe des mesures qui vérifie ces axiomes. Par exemple, dans un travail avec Tarroux (cf. Gravel et Tarroux, 2010), nous avons caractérisé par deux axiomes une mesure  $L$  de la liberté de choix offerte par la configuration de prix et revenu  $(p_1, \dots, p_n, R)$  définie par :

$$L = \frac{R}{p_1^{\alpha_1} p_2^{\alpha_2} \dots p_n^{\alpha_n}}$$

pour certains poids  $\alpha_1, \dots, \alpha_n$  affectant chacun des biens (ces poids étant positifs et s'additionnant à 1) que la théorie ne précise pas. Envisagé dans ce cadre, le problème que pose l'appréciation de l'impact de changements de prix sur la « liberté de choix » du consommateur revient à examiner de quelle manière un changement de prix affecte cette liberté. Cette théorie débouche donc immédiatement sur la préconisation que l'indice de prix à la situation  $t$  rapportée aux prix de la situation de référence soit défini par le rapport :

$$\frac{p_1^{t\alpha_1} p_2^{t\alpha_2} \dots p_n^{t\alpha_n}}{p_1^{r\alpha_1} p_2^{r\alpha_2} \dots p_n^{r\alpha_n}} \quad (1)$$

La mesure du prix moyen fournie par  $p_1^{\alpha_1} p_2^{\alpha_2} \dots p_n^{\alpha_n}$  est connue par les spécialistes des indices de prix, tout au moins dans le cas où on utilise, comme valeur de  $\alpha_p$ , la fraction des

dépenses du ménage consacrée au bien  $i$  dans la situation de référence. Cette mesure appartient en effet à la famille des indices dite de Törnqvist-Theil (cf. par exemple Diewert, 1976, et la discussion dans Diewert, 2007). Mais l'interprétation de cette mesure en termes de liberté n'oblige pas à utiliser la fraction des dépenses du ménage consacrée au bien  $i$  comme mesure du poids relatif du bien  $i$  dans la mesure de la liberté de choix du consommateur.

Si l'on abordait la mesure du pouvoir d'achat dans cette perspective, la notion même de « biais de substitution » ne se poserait plus, car le rapport  $\frac{p_1^{t\alpha_1} p_2^{t\alpha_2} \dots p_n^{t\alpha_n}}{p_1^{r\alpha_1} p_2^{r\alpha_2} \dots p_n^{r\alpha_n}}$  serait le « bon » indice

de modification du coût de la vie entre les situations  $r$  et  $t$ . Resteraient évidemment les biais posés par l'impossibilité pratique de mesurer les prix de tous les biens, ainsi que ceux évoqués plus hauts liés à l'introduction de nouveaux biens ou à des changements dans leur qualité.

Pour la petite histoire, nos applications empiriques de l'indice défini par le rapport (1) sur la France entre 1997 et 2007 (Gravel et Tarroux, 2010) suggèrent que l'estimation de hausse de prix à laquelle elles conduisent est... inférieure à celle associée à l'IPC de l'Insee. Plus précisément, la hausse annuelle moyenne du coût de la vie en France sur la période 2001-2007 mesurée par le rapport (1) (en utilisant comme coefficients  $\alpha_i$  les fractions des dépenses consacrées par le ménage français en 2007) a été de 1,6 %, alors que cette hausse a été de quelque 2 % lorsqu'on l'apprécie, en utilisant les données de Gravel et Tarroux (2010), par l'IPC (avec indice de Laspeyres chaîné). Que l'on définisse le coût de la vie comme le coût pour atteindre un certain niveau de bien-être estimé par la méthode des auteurs, ou comme une mesure de la liberté de choix du consommateur, il semble donc bien que ce coût ait été *surestimé*, plutôt que *sous-estimé*, par l'IPC dans la première moitié des années 2000. Le fait que cette conclusion soit obtenue au terme de deux démarches conceptuellement fort distinctes ne peut que nous rassurer sur sa robustesse.

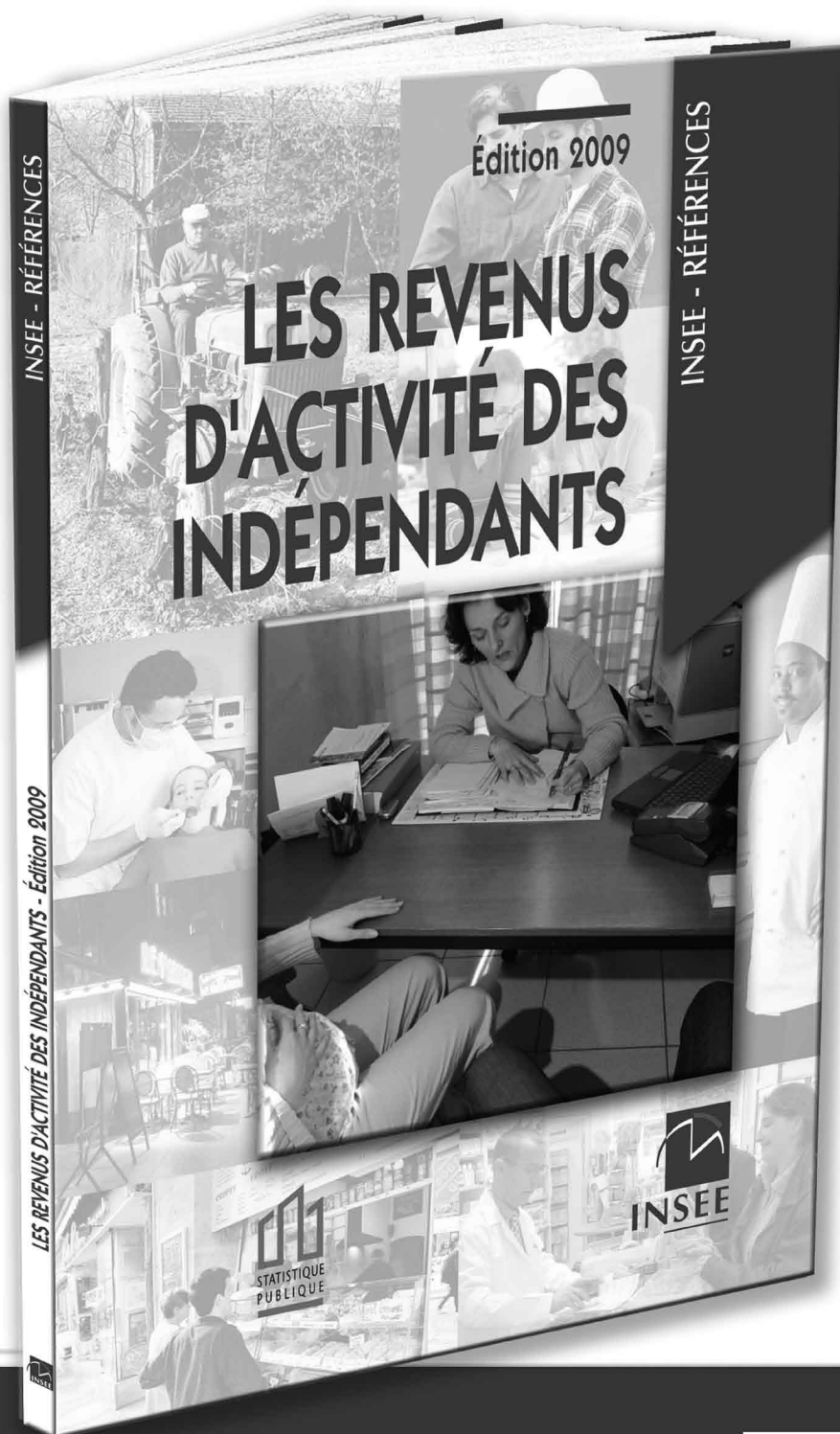
---

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Barett G.F. et Brzozowski M. (2009)**, « Using Engel Curves to Estimate the Bias in the Australian CPI », *Economic Record*, Décembre, p. 1-14.
- Beatty T. et Larsen E.R. (2005)**, « Using Engel Curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as Cost of Living Index », *Revue Canadienne d'Économie*, vol. 38, p. 500-519.
- Blackorby C., Bossert W. et Donaldson D. (2005)**, *Population Issues in Social Choice Theory*, Cambridge University Press, Cambridge UK.
- Blackorby C., Primont D. et Russel R.R. (1979)**, *Duality, Separability and Functional Structure : Theory and Economic Applications*, North Holland, Amsterdam.
- Buchanan J.M. (1975)**, *The Limits of Liberty*, University of Chicago Press, Chicago.
- Deaton A. et Muellbauer J. (1980)**, « An Almost Ideal Demand System », *American Economic Review*, vol. 70, n° 3.
- De Carvalho F.I. et Chamon M. (2008)** « The Myth of Post-Reform Income Stagnation : Evidence from Brazil and Mexico », *International Monetary Fund Working Paper*, n° 08-197.
- Da Costa L. (2001)**, « Estimating Real Incomes in the United States from 1988 to 1994 : Correcting CPI Bias using Engel Curves », *Journal of Political Economy*, vol. 109, p. 1288-1310.
- Diewert W.E. (1993)**, « The Early History of Price Index Research », in *Essays in Index Number Theory*, vol. 1, ed. by E. Diewert, and A. O. Nakamura, pp. 33-66, Elsevier, Amsterdam.
- Diewert W.E. (1976)**, « Exact and Superlative Index Numbers », *Journal of Econometrics*, vol. 4, pp. 114-145.
- Diewert W.E. (2007)**, *Index Numbers*, *UBC working paper*, n° 07-02, Vancouver, Canada.
- Gravel N. (2006)**, « Une Analyse Économique de la Liberté de Choix », in *Leçons de Philosophie Économique*, ed. by A. Leroux, and P. Livet, pp. 115-150, Paris, Economica.
- Gravel N. (2009)**, What is freedom ?, in *Handbook of Economics and Ethics*, ed. by J. Peil, and I. VanStaveren, pp. 166-174, Edward Edgar Publishing.
- Gravel N. et Tarroux B. (2010)**, « Freedom-based measurement of living standards », *Annales d'Économie et de Statistiques*, à paraître.
- Hamilton B.W. (2001)**, « Using Engel's Law to Estimate CPI Bias », *American Economic Review*, vol. 91, pp. 619-630.
- Hausman J.S. (2003)**, « Sources of Bias and Solutions to Bias in the Consumer Price Index », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17, pp. 23-44.
- Hayek F.V. (1960)**, *The Constitution of Liberty*. Routledge, London.
- Jones P. et Sugden R. (1982)**, Evaluating Choices, *International Journal of Law and Economics*, 2, 47-65.
- Knight F.H. (1947)**, *Freedom and Reform : Essays in Economics and Social Philosophy*, Harper, New-York.
- Pattanaik P.K. et Xu Y. (1990)**, On Ranking Opportunity Sets in Terms of Freedom of Choice, *Recherches Économiques de Louvain*, vol. 56, pp. 383-390.
- Pattanaik P.K. et Xu Y. (1998)**, « On Freedom and Preferences », *Theory and Decision*, n° 44, pp. 173-198.
- Rawls J. (1971)**, *A Theory of Justice*, Berknap Press of Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Sen A.K. (1979)**, « Utilitarianism and Welfarism », *Journal of Philosophy*, n° 76, pp. 463-469.
- Sen A.K. (1985)**, « Well-Being, Agency and Freedom : The Dewey Lectures 1984 », *Journal of Philosophy*, n° 82, pp. 169-221.
- Sen A.K. (1988)**, « Freedom of Choice : Concept and Content », *European Economic Review*, n° 32, pp. 269-294.
- Sen A.K. (1991)**, « Welfare, Preferences and Freedom », *Journal of Econometrics*, n° 50, pp. 15-29.
- Xu Y. (2004)**, « On ranking linear budget sets in terms of freedom of choice », *Social Choice and Welfare*, n° 22, pp. 281-289.

# À propos des non-salariés



> Cinq dossiers sur :

- les différences de revenus des non-salariés hommes/femmes,
- les pluri-actifs,
- les non-salariés pluri-actifs permanents,
- les médecins libéraux,
- le poids des subventions dans le revenu des agriculteurs.

En vente dans les librairies,  
par correspondance et sur [www.insee.fr](http://www.insee.fr)

16,50 € - Collection Insee-Références

  
**INSEE**