

LOISIRS ET SALAIRES REELS EN BELGIQUE

par

P. Pieraerts et L. Philips

Working Paper N° 7811



Nous remercions Mr. M. Thoulen pour des données fournies sur l'emploi, Mr. E. de Souza pour plusieurs suggestions intéressantes, Melle D. Van Grunderbeeck et Mr. Jean Pierre Lemaître pour leur inappréciable assistance en informatique.

*Assistant chercheur à l'Institut des Sciences Economiques à Louvain-La-Neuve et Professeur d'Economie, C.O.R.É. (Louvain-La-Neuve).

INSTITUT DES SCIENCES ECONOMIQUES
INSTITUT DE RECHERCHES ECONOMIQUES
29, rue des Wallons B-1348 LOUVAIN-LA-NEUVE (Belgique)

Introduction

Les travaux de Mincer (1963) et de Becker (1965) ont permis d'introduire le temps dans la fonction d'utilité et d'analyser son allocation entre le loisir et le travail. En conséquences, le salaire n'est plus seulement envisagé comme la rémunération du travail, mais également comme le prix à payer pour le loisir considéré comme bien de consommation. Parmi les études empiriques réalisées sur cette base, retenons Owen (1969), Abbot et Ashenfelter (1976), Ashenfelter et Heckman (1974) et Philips (1977).

Le but de cette étude est double. D'une part nous avons essayé, à partir d'un modèle incluant la demande de loisir, de déterminer l'influence d'une variation des salaires (prix du loisir) sur la consommation des différents biens, et d'autre part avec les estimations obtenues, nous établissons un indice "vrai" des salaires réels, c'est-à-dire un indice qui tienne compte de la substitution relative entre les biens et le loisir et éventuellement du changement de goût de consommateurs.

Ces différents objectifs sont développés dans les sections suivantes : dans la section 1, nous analysons la problématique du loisir, c'est-à-dire comment le définir et comment l'inclure dans un système d'équations de demande ; dans la section 2, nous expliquons le modèle utilisé et les hypothèses de travail nécessaires ; dans la section 3, nous définissons les données employées. Les résultats obtenus sont analysés dans la section 4. La dernière section sera consacrée à l'élaboration d'un indice vrai des salaires.

1. La problématique du loisir

La question de départ est de savoir ce que l'on entend par loisir. Pour pouvoir y répondre, il faut revenir aux travaux de Becker, qui a posé le cadre général d'analyse, et montrer dans quelle mesure les études empiriques réalisées jusqu'ici ne sont en réalité qu'un cas particulier de ce cadre général. Becker pose que chaque bien consommé est le résultat d'une combinaison de deux éléments, d'une part le temps consacré à consommer le bien (T_i) et d'autre part le bien lui-même (x_i) de sorte que nous avons la relation :

$$Z_i = f(T_i, x_i) \quad i=1 \dots n \quad (1)$$

(i étant l'indice du bien) où Z_i est le bien final destiné à la consommation produit par le consommateur. La fonction de production de chaque bien est par hypothèse à coefficient fixe, de sorte que :

$$T_i = t_i Z_i \quad (2)$$

$$x_i = b_i Z_i \quad i=1 \dots n$$

où t_i est le coefficient associé à T_i nécessaire pour consommer une unité de Z_i . De même b_i est le coefficient associé à X_i nécessaire pour consommer une unité de Z_i . La contrainte temps s'écrit :

$$\sum_i T_i = T_\ell = T - T_W. \quad (3)$$

Le temps consacré à la consommation (T_ℓ) est égal à une constante (T) moins le temps consacré au travail (T_W). A l'aide des relations (2), Becker classe les biens entre ceux qui ont une part de biens importante, b_i élevé, ("goods intensive"), et ceux qui ont une part de temps importante, t_i élevé ("time intensive"). Dans cette optique le loisir serait évidemment un bien "time intensive".

Bien que la notion du loisir soit difficilement manipulable empiriquement, une hypothèse simplificatrice nous permet de la définir.

L'hypothèse est que le loisir est un bien exclusivement "time intensive" ($b_\ell = 0$), alors que les autres sont exclusivement "good intensive" ($t_i = 0$), de sorte que les relations (2) et (3) peuvent être réécrites comme :

$$\begin{aligned} T_i &= t_i Z_i & t_i &= 0 \quad (i=1 \dots n) \\ X_i &= b_i Z_i & b_i &= 1 \quad (i=1 \dots n) \\ & & b_\ell &= 0 \quad i=\ell \end{aligned} \quad (2\text{bis})$$

$$\text{et} \quad T_\ell = T - T_W \quad (3\text{bis})$$

ou encore

$$\ell = T - h, \quad (3\text{ter})$$

où $\ell = T_\ell$ représente le terme consacré aux loisirs et $h = T_W$, le temps consacré au travail. Cette démarche est implicite dans toutes les estimations empiriques réalisées jusqu'à présent. Il reste cependant un problème paratique : quelle est la valeur de la constante T ? Si l'on définit le loisir au sens large, c'est-à-dire comme tout ce qui n'est pas activité laborieuse (par exemple, le sommeil, les repas, la détente, les déplacements, etc.), la valeur de T de 24 h/jour s'impose naturellement. Par contre, si l'on entend le loisir au sens plus étroit du terme, en excluant tout ce qui peut être activité de subsistance (le minimum d'heures de sommeil par jour, etc) une valeur à priori de T s'impose. Par exemple, Owen (1969) propose 150 heures par semaine, Lewis (1975) 100 heures par semaine, Pieraerts (1976) propose 88 h/sem et Diewert (1974) 60 h/sem.

Pour éviter cette spécification à priori de la valeur de T , Abbot et Ashenfelter (1976) ont montré que si l'on admettait l'hypothèse (3ter), le système d'équations de demande

$$\begin{aligned} X_i &= f_i(p_1 \dots p_n, Y, p_\ell) & i &= 1 \dots n \\ \ell &= f_\ell(p_1 \dots p_n, Y, p_\ell) \end{aligned} \quad (4)$$

pouvait être estimé en remplaçant l par $(-h)$ et en redéfinissant la contrainte budgétaire en conséquence. De la sorte la constante T disparaît du problème.

2. Le modèle

Supposons que l'ordre de préférence du consommateur puisse être représenté par une fonction d'utilité dite de Stone et Geary :

$$u(x_1, \dots, x_n, l) = \sum_{i=1}^n \beta_i \log(x_i - \gamma_i) + \beta_l \log(l - \gamma_l) \quad (5)$$

où x_i représente les achats du bien i , l les heures de loisir, γ_i et γ_l étant, d'après l'interprétation de Samuelson (1947), les dépenses minimales de subsistance. Ces quantités minimales sont spécifiées comme des fonctions linéaires des variables de stock s_i et s_l .

$$\begin{aligned} \gamma_i &= \theta_i + \alpha_i s_i \\ \gamma_l &= \theta_l + \alpha_l s_l \end{aligned} \quad (6)$$

Ces variables sont solutions des équations différentielles suivantes :

$$\begin{aligned} \dot{s}_i &= \frac{ds_i}{dt} = x_i - \delta_i s_i \\ \dot{s}_l &= \frac{ds_l}{dt} = l - \delta_l s_l \end{aligned} \quad (7)$$

où δ_i et δ_l sont les taux de dépréciation de stock ou d'habitude. La fonction d'utilité est à maximiser sous la double contrainte suivante :

$$l + h = T \quad (8)$$

$$\sum_{i=1}^n p_i x_i + p_l l = Y \quad (9)$$

En regroupant les deux contraintes en une seule, on obtient :

$$\sum_{i=1}^n p_i x_i - p_l h = Y - p_l T = y \quad (10)$$

où $p_\ell h$ est le revenu du travail, Y le revenu total ("full income") et y , le revenu non gagné ("non labor income"). En incorporant les relations (6) dans (5), on obtient la fonction d'utilité à court terme.

$$v(x_1 \dots \ell) = \sum_{i=1}^n \beta_i \log(x_i^{-\theta_i} - \alpha_i s_i) + \beta_\ell \log(\ell^{-\theta_\ell} - \alpha_\ell s_\ell) \quad (11)$$

à maximiser sous la restriction

$$\sum_{i=1}^n p_i x_i - p_\ell h = y. \quad (10\text{bis})$$

La dérivation des équations de demande s'obtient aisément à partir des approximations

$$\bar{s}_{it} = \epsilon s_{it-1} + (1-\epsilon)s_{it}, \text{ avec } \epsilon = 1, \quad (12)$$

et

$$\dot{s}_{it} = s_{it} - s_{it-1} = x_{it} - \delta_i s_{it-1}, \quad (13)$$

c'est-à-dire que l'on admet aucune dépréciation durant l'année courante.⁽¹⁾

On peut à l'aide des relations (12) et (13), éliminer les variables de stock (qui ne sont pas observables) des conditions de premier ordre ci-dessous.

(1) Phelps (1974) adopte une approximation différente, à savoir $\bar{s}_{it} = \epsilon s_{it-1} + (1-\epsilon)s_{it}$ avec $\epsilon = 1/2$ et donc $\dot{s}_{it} = x_{it} - \delta_i \bar{s}_{it}$, de sorte qu'une dépréciation constante est admise durant l'année en cours.

$$x_{it} = \theta_i + \alpha_i s_{it} + \beta_i \frac{1}{\lambda_t p_{it}} \quad (14)$$

$$h_t = -T + \theta_\ell + \alpha_\ell s_{\ell t} + \beta_\ell \frac{1}{\lambda_t p_{\ell t}} \quad (15)$$

Moyennant quelques calculs on obtient le système d'équations

$$x_{it} = K_{i0} + K_{i1} x_{it-1} + K_{i2} \frac{1}{\lambda_t p_{it}} + K_{i3} \frac{1}{\lambda_{t-1} p_{it-1}} \quad i=1, \dots, n \quad (16)$$

$$-h_t = K_{\ell 0} - K_{\ell 1} h_{t-1} + K_{\ell 2} \frac{1}{\lambda_t p_{\ell t}} + K_{\ell 3} \frac{1}{\lambda_{t-1} p_{\ell t-1}} \quad i=\ell \quad (17)$$

où nous avons pour $i=1, \dots, n$ un système de quatre équations à quatre inconnues

$$\begin{aligned} K_{i0} &= \delta_i \theta_i & K_{i2} &= \beta_i \\ K_{i1} &= 1 + \alpha_i - \delta_i & K_{i3} &= \beta_i (\delta_i - 1) \end{aligned} \quad (18)$$

Pour la dernière équation, nous avons un système de quatre équations à cinq inconnues, à savoir α_ℓ , δ_ℓ , β_ℓ , θ_ℓ , T ,

$$K_{\ell 0} = T\alpha_\ell - \delta_\ell T + \theta_\ell \delta_\ell \quad K_{\ell 2} = \beta_\ell \quad (19)$$

$$K_{\ell 1} = 1 + \alpha_\ell - \delta_\ell \quad K_{\ell 3} = \beta_\ell (\delta_\ell - 1)$$

à résoudre pour α_ℓ , δ_ℓ , β_ℓ , θ_ℓ , et T . De plus, les paramètres de l'offre de travail sont en terme des paramètres de la demande de loisir. Quelle relation existe-t-il entre les deux ? Sachant qu'une variable de stock est définie dans le modèle par la relation suivante :

$$s_i(t) = \int_{-\infty}^t x_i(u) e^{\delta(u-t)} du, \quad (20)$$

on peut de la même manière poser que

$$s_h(t) = \int_{-\infty}^t h(u) e^{\delta(u-t)} du. \quad (21)$$

Connaissant la relation (3ter), nous obtenons

$$s_h(t) = \int_{-\infty}^t (T - \ell(u)) e^{\delta(u-t)} du. \quad (22)$$

En supposant que la variable T soit indépendante du temps et en résolvant la relation (22), on obtient

$$s_h(t) = \int_{-\infty}^t T_\ell \delta(u-t) du - \int_{-\infty}^t \ell(u) e^{\delta(u-t)} du$$

ou encore

$$s_h(t) = \frac{T}{e^{\delta t}} \int_{-\infty}^t e^{\delta u} du - s_\ell(t), \quad (23)$$

et pour autant que $\delta = \delta_\ell$, nous obtenons finalement

$$s_h(t) = \frac{T}{\delta_\ell} - s_\ell(t). \quad (24)$$

Dès lors, sachant que

$$\gamma_\ell(t) = \theta_\ell + \alpha_\ell s_\ell(t), \quad (25)$$

et posant que

$$\gamma_\ell(t) = T - \gamma_h(t), \quad (26)$$

c'est-à-dire que le minimum de loisir indispensable est égal à une constante T moins le maximum de travail réalisable, nous obtenons

$$\gamma_h(t) = T - \theta_\ell - \alpha_\ell \frac{T}{\delta_\ell} + \alpha_\ell s_h(t) \quad (27)$$

Par conséquent, on voit aisément que

$$\begin{aligned} \theta_h &= T - \theta_\ell - \alpha_\ell \frac{T}{\delta_\ell} \\ \alpha_\ell &= \alpha_h. \end{aligned} \quad (27bis)$$

De même pour le taux de dépréciation, on peut montrer qu'à partir des relations (12) et (13) et avec la relation (24), on obtient

$$\frac{T}{\delta_\ell} - s_h(t) - \left[\frac{T}{\delta_\ell} - s_h(t-1) \right] = T - h_t - \frac{\delta_\ell}{2} \left[\left(\frac{T}{\delta_\ell} - s_h(t) \right) + \left(\frac{T}{\delta_\ell} - s_h(t-1) \right) \right]$$

En simplifiant cette expression, nous avons

$$s_h(t) - s_h(t-1) = h_t - \delta_\ell \left[\frac{s_h(t) + s_h(t-1)}{2} \right] \quad (28)$$

ce qui nous indique que nous avons bien $\delta_h = \delta_\ell$, c'est-à-dire que le stock d'habitude de travail se déprécie au même taux que le stock d'habitude de loisir.

En incorporant les relations (26), (27) dans la relation (17), on aura

$$-h_t = -\delta_\ell \theta_\ell - h_{t-1}(1 + \alpha_\ell - \delta_\ell) + \frac{1}{\lambda_t p_{et}} \beta_\ell + \frac{1}{\lambda_{t-1} p_{et-1}} \beta_\ell (\delta_\ell - 1) \quad (29)$$

Nous avons maintenant un système déterminé, de quatre équations à quatre inconnues.

$$\begin{aligned} K_{\ell 0} &= -\delta_\ell \theta_\ell & K_{\ell 2} &= \beta_\ell \\ K_{\ell 1} &= 1 + \alpha_\ell - \delta_\ell & K_{\ell 3} &= \beta_\ell (\delta_\ell - 1) \end{aligned} \quad (30)$$

3. Les données

Les données utilisées pour mesurer les dépenses de consommation, sont issues des comptes nationaux pour la Belgique. Il s'agit de la consommation privée pour la période de 1953 à 1971, regroupée en six agrégats :

1. Alimentation, boisson, tabac
2. Vêtements
3. Loyers
4. Récréatifs (cinéma, restaurant, etc...)
5. Durables
6. Services

Ces données sont exprimées par travailleur, chaque série étant divisée par la série emploi intérieur total, regroupant les salariés, les non salariés, les travailleurs du secteur public et paraétatique. A ces six postes nous avons ajouté une septième série, $P_{\ell t} h_t$, obtenue par le produit des heures de travail effectivement prestées (h_t) et du gain horaire net ($P_{\ell t}$). Cette dernière série est obtenue en déduisant au gain horaire brut moyen pour l'industrie manufacturière un pourcentage tenant compte des impôts directs et des cotisations sociales versées par les ouvriers à l'O.N.S.S. Ne disposant pas d'une série de travail pour l'ensemble de l'économie, nous supposons que les heures par an prestées dans l'industrie manufacturière sont une bonne approximation des heures prestées dans l'ensemble de l'économie. De plus, nous sommes conscients du fait que la série gains bruts moyens pour l'industrie manufacturière ne représente pas, parfaitement le gain horaire de l'ensemble des travailleurs.⁽¹⁾

⁽¹⁾ Pour palier à cet inconvénient, nous avons également construit une série de gain horaire à partir de l'ensemble des rémunérations salariales divisées par l'emploi intérieur, ce qui nous donnait une série de rémunération moyenne annuelle par travailleur. Cette dernière divisée par le travail (h_t) effectivement presté nous donnait une série gains horaires bruts hélas, les estimations obtenues avec cette série ne furent jamais satisfaisantes.

4. Les résultats d'estimation

Après 64 itérations et un taux de convergence de sept cent millième (0.7×10^{-4}), les estimations obtenues sont reprises dans le tableau ci-dessous :

Tableau 1 : Coefficients de regresstion (*)

	K_0	K_1	K_2	K_3
Alimentation	4517 (2190)	0.76 (0.09)	4373 (1417)	-505 (1621)
Vêtements	2706 (635)	0.48 (0.12)	2594 (812)	-237 (934)
Loyers	5417 (1398)	0.62 (0.10)	4546 (1152)	-1403 (1035)
Récréatifs	-781 (354)	0.97 (0.09)	2731 (562)	1453 (833)
Durables	-910 (450)	0.70 (0.17)	883 (1184)	2094 (1368)
Services	-3286 (1067)	0.58 (0.10)	7126 (1587)	1648 (1843)
Travail	-333 (191)	0.97 (0.06)	5331 (2115)	535 (1660)

*Des écarts-type sont repris entre parenthèses.

Pour toutes les équations le coefficient K_3 est non significatif, et pour les trois dernières il a le mauvais signe (ce qui entraînera une surestimation de δ). Pour les biens durables, K_2 est non significatif de même que le coefficient K_0 pour l'équation du travail. Du point de vue de la stabilité, toutes les équations ont leur coefficient K_1 inférieur à l'unité et significativement différent de zéro. De plus la propension marginale à consommer (K_2) est partout significativement différente de zéro sauf en ce qui concerne les biens durables.

Les coefficients structurels sont repris dans le tableau suivant et sont obtenus à l'aide des relations (18). En ce qui concerne les coefficients structurels à court terme, on remarque qu'aucun des coefficients de l'équation des biens durables n'est significatif. Cela est dû probablement au fait que l'hypothèse d'absence de dépréciation durant l'année en cours (cfr. relations 12 et 13) ne convient pas à ce type de bien. Pour ce qui est du bien n°4, les récréatifs, le taux de dépréciation (δ) et l'effet d'habitude (α) sont également tout deux non significatifs, ce qui suggère pour ce bien l'absence d'effet dynamique. Le α positif et significativement différent de zéro pour les biens alimentations, loyers, services et loisirs reflète un effet d'habitude. Cela répond à notre attente : plus on a consommé dans le passé, plus la consommation actuelle sera importante. Le θ positif pour les premiers biens traduit le fait que ce sont des biens de nécessité. Le θ de la dernière équation est en réalité θ_h, θ_l étant inconnu du fait que T est inconnu dans notre modèle. Les propensions marginales à consommer, ou les parts de budgets marginales, (β normalisé) pour les vêtements, récréatifs, et durables sont les plus faibles et sont respectivement de 0.095 de 0.089 et de 0.032 et les plus importantes pour les services, les loisirs, les loyers et l'alimentation. C'est dire que, pour chaque franc supplémentaire dépensé, le consommateur en consacrera 26 % à des dépenses de services, 19 % à ses dépenses de loisirs, 16 % à son loyer etc...

A l'aide des coefficients structurels, nous avons calculé les différentes élasticités directes compensées et non compensées pour le court et le long terme. Il est à remarquer que les élasticités au revenu présentées dans la première colonne sont des élasticités par rapport au "revenu non gagné" (le "non labor income") et non pas des élasticités au revenu total (full income). Ces dernières sont fonction de T et donc inconnues.

Tableau 2 : Coefficients structurels

Biens	Beta	Delta	Alpha	Theta	Beta normal
Alimentation	4373 (1417)	0.88 (0.34)	0.64 (0.29)	5.106 (2234)	0.160
Vêtements	2594 (812)	0.90 (0.33)	0.38 (0.27)	2978 (1096)	0.095
Loyers	4546 (1152)	0.69 (0.19)	0.31 (0.12)	7835 (2200)	0.166
Récréatifs	2431 (562)	0.40 (0.34)	0.37 (0.23)	-1941 (1218)	0.089
Durables	883 (1184)	3.37 (4.14)	3.07 (4.16)	-269 (370)	0.032
Services	7126 (1587)	1.23 (0.27)	0.81 (0.22)	-2668 (768)	0.261
Travail Loisir	5331 (2115)	1.10 (0.39)	1.07 (0.34)	300 (90)	0.195

Passons à l'examen du tableau 3. Toutes les élasticités aux prix sont plus grandes à long terme⁽¹⁾ qu'à court terme, en valeur absolue. C'est à dire que l'effet d'habitude jouant, toute augmentation de prix, qu'elle soit compensée ou non, n'entraînera dans l'immédiat qu'une faible réduction des quantités consommées, alors qu'à plus longue échéance les consommateurs peuvent se raviser et répondre à cette hausse de prix par une réduction accrue de leur consommation. Il semblerait qu'à

(1) Les élasticités à long terme sont sujettes à caution, en raison des risques erronés de certains coefficients de régression, comme signalé plus haut.

Tableau 3 : Elasticités directes au revenu et au prix à court et a long terme

Biens	Terme	Elasticité au revenu	Elasticité compensée au prix	Elasticité non compensée au prix
Alimentation	Court	0.25	-0.13	-0.29
	long	0.08	-0.53	-0.58
Vêtements	Court	0.54	-0.30	-0.40
	long	0.85	-0.48	-0.03
Loyers	Court	0.42	-0.22	-0.39
	long	0.07	-0.44	-0.47
Récréatifs	Court	0.47	-0.27	-0.36
	long	0.60	-2.74	-2.86
Durables	Court	0.20	-0.12	-0.15
	long	0.22	-1.25	-1.28
Services	Court	0.77	-0.35	-0.61
	long	0.21	-1.25	-1.32
Offre de travail	Court	-0.22	+0.11	-0.08
	long	-0.77	-2.06	-2.74

long terme, les récratifs, durables et services soient les plus sensibles à une modification relative des prix.

Pour ce qui est de l'offre de travail, nous avons le renversement de la courbe (backward bending). Le travailleur qui reçoit un salaire de plus en plus élevé n'est pas désireux d'accroître son temps de travail indéfiniment : l'effet de substitution entraîne une hausse (+0.11) et l'effet revenu une réduction, de sorte que l'effet total indique une diminution (-0.08) de l'offre de travail.

Dans le but de déterminer l'incidence d'une variation de salaire horaire sur la consommation des différents biens, nous avons calculé les élasticités moyennes par rapport à la rémunération du travail à court terme. Un renchérissement du loisir entraînera une substitution plus importante vers les postes de services (0.09) de vêtements (0.06) et de loyers (0.05). De plus un consommateur qui verrait son salaire augmenter, consommerait plus de services (services publics, téléphone, services de santé, etc...) (0.78), augmenterait ses dépenses vestimentaires (0.54) ainsi que ses distractions (0.48).

Tableau 4 : Elasticités au salaire

Biens	Elasticités compensées	Elasticités non compensées
Alimentation	0.03	0.25
Vêtements	0.06	0.54
Loyers	0.05	0.42
Récréatifs	0.05	0.48
Durables	0.02	0.21
Services	0.09	0.78

Dans le tableau 5, nous avons repris dans les deux premières colonnes la série heures de travail prestées par ouvrier inscrit, par année et par semaine, en comptant 50 semaines de travail par an. Les deux dernières colonnes présentent une estimation du maximum d'heures de travail que l'ouvrier belge moyen est prêt à fournir (série gamma de l'équation du travail). Dès 1971 nous nous rapprochons de 36 heures effectivement prestées, alors que le maximum que le travailleur est prêt à fournir est d'un peu plus de 8 heures par jour pour une semaine de 5 jours ouvrables. Indépendamment du nombre de semaines que l'on compte dans une année, force est de constater la baisse des deux séries, qui de l'ordre de 17 % pour la première et de 13 % pour la seconde.

La décroissance du maximum d'heures de travail suggère que le minimum nécessaire de loisir est croissant, mais nous ne pouvons quantifier ce minimum, du fait que T est inconnu dans le modèle.

Tableau 5 : offre de travail par ouvrier

Année	Travail effectif (*)		Max. d'heure de travail (**)	
	h./AN	h./SEM.	h./AN	h/SEM.
1953	2173	43.46	2463	49.26
1954	2148	42.96	2419	48.38
1955	2151	43.02	2431	48.62
1956	2114	42.28	2376	47.52
1957	2040	40.80	2317	46.34
1958	2025	40.50	2287	45.74
1959	2020	40.40	2309	46.18
1960	2046	40.92	2331	46.62
1961	2020	40.40	2307	46.14
1962	2062	41.24	2333	46.66
1963	2066	41.24	2357	47.14
1964	2041	40.82	2317	46.34
1965	1995	39.90	2292	45.84
1966	1977	39.54	2255	45.10
1967	1942	38.84	2236	44.72
1968	1950	39.00	2252	45.04
1969	1932	38.64	2234	44.68
1970	1875	37.50	2175	43.50
1971	1842	36.84	2131	42.62

(*) Durée de travail par ouvrier inscrit : total des heures effectuées / nombre d'ouvriers sur les listes de personnel

(**) série correspondante à γ_{ht}

5. L'indice vrai des salaires

Avant d'aborder la construction d'un indice vrai des salaires, le rappel de quelques concepts sera utile pour la compréhension de ce qui suit. Dans la littérature on rencontre différents types d'indice. L'indice peut être du type de Laspeyers ou du type de Paasche : pour l'un la pondération des rapports de prix est relative à la période de base, pour l'autre elle est relative à la période courante. L'inconvénient de l'indice de Laspeyers est qu'il ne tient pas compte de la substitution entre les biens.

L'indice vrai statique du coût de la vie introduit cette "substitution". Cependant comme l'indique son nom "statique" les préférences des consommateurs sont sensées rester inchangées pendant toutes les périodes analysées. Un indice qui pourrait en plus tenir compte de changements dans l'ordre de préférence, c'est-à-dire de changements de goût, serait préférable. Sans entrer dans le débat de savoir si une comparaison intertemporelle des préférences est pertinente ou non, retenons que l'indice cardinal de Philips et Sanz-Ferrer tient compte et des goûts de la période de référence et de ceux de la période courante. C'est cet indice qui est utilisé ici. Pour une information plus exhaustive en la matière nous renvoyons le lecteur à de Souza (1972), Fisher et Shell (1969), Philips et Sanz-Ferrer (1972).

La question que l'on se pose n'est plus de savoir quel est le revenu qu'il est nécessaire à donner au consommateur pour réaliser le même bien-être que durant la période de référence, mais bien quel est le salaire horaire net nécessaire pour réaliser le même objectif.

Le salaire au sens cardinal ($P_{\ell t}^*$) peut être défini implicitement par l'égalité de l'utilité à la période de base (0) et à la période courante (t) soit :

$$u(P_{i0}, P_{10}, y_0, \gamma_{i0}, \gamma_{h0}) = u(P_{it}, P_{\ell t}^*, y_t, \gamma_{it}, \gamma_{ht}) \quad (32)$$

La spécification d'une fonction d'utilité indirecte à partir d'une fonction de Stone et Geary, nous donne :

$$\frac{y_t + p_{\ell t}^* \gamma_{ht} - \sum_{i=1}^n p_{it} \gamma_{it}}{y_o + p_{\ell o} \gamma_{ho} - \sum_{i=1}^n p_{io} \gamma_{io}} \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_{io}}{p_{it}} \right)^{\beta_i} \left(\frac{p_{\ell o}}{p_{\ell t}^*} \right)^{\beta_1} = 1 \quad (33)$$

Il s'agit d'une présentation analogue à celle développée dans l'article de Pencavel (1977). La relation (33) est à résoudre pour $p_{\ell t}^*$ à l'aide de la méthode de Gauss et Seidel

Le tableau 6, nous donne le salaire horaire net observé et le salaire net vrai au sens cardinal. On remarque que de 1953 à 1956, l'évolution des deux séries est similaire. Par contre, de 1957 à 1968 l'écart entre les deux se creuse de plus en plus, pour connaître une divergence plus accentuée de 1968 à 1971. Ainsi en 1971 un salaire horaire net de 40 Frs aurait suffi pour maintenir le consommateur moyen au niveau de bien être de 1953, au lieu de 56 Frs observés.

Dans le but de comparer nos résultats avec les indices officiels de gains horaires, nous avons repris d'une étude publiée dans le rapport mensuel de la Banque Nationale de Belgique, parue à la fin de l'année précédente (oct. 1977), l'évolution des gains horaires bruts moyens dans l'industrie et le transport de 1948 à 1974. Le tableau comparatif suivant (n°7) reprend en première colonne l'indice des gains moyens bruts nominaux par heure prestée, ramené de la base 1948 à 1953. En seconde colonne, nous avons le même type de série mais publiée cette fois-ci par l'ONSS dans son rapport annuel de 1973. Enfin, la dernière colonne donne le salaire brut vrai au sens cardinal (en indice sur base 1953), égal au salaire net vrai multiplié par $(1+r_t)$ où r_t correspond à un taux d'imposition tenant compte des impôts directs et des cotisations versées à l'ONSS. Cette transformation est effectuée pour rendre les séries comparables entre elles. Le fait de tenir compte des gains moyens bruts ne change pas fondamentalement les conclusions du tableau précédent, à savoir que le salaire horaire brut vrai a cru moins fortement (+123 %) que le salaire calculé par la BNB (+240 %) et que celui de l'ONSS (+233 %) et ce pour la période de 1953 à 1971. L'écart le plus important apparaissant pour les quatre dernières années.

Tableau 6 : Salaire net observé et calculé

Année	Salaire horaire net observé (1)	Salaire horaire net vrai
1953	18.67	18.67
1954	19.94	20.30
1955	20.16	19.97
1956	22.24	22.17
1957	24.04	22.53
1958	24.39	23.78
1959	24.49	22.33
1960	25.40	23.10
1961	26.24	23.48
1962	28.00	25.55
1963	30.25	25.48
1964	33.76	28.54
1965	36.48	28.47
1966	39.50	31.95
1967	41.21	31.45
1968	42.81	31.52
1969	46.07	33.08
1970	50.69	34.98
1971	56.21	39.16

(1) Série issue de la série gains moyens bruts par heure prestée (sta. ONSS 1973 p. 20) de laquelle on a décompté un % tenant compte des impôts directs et des cotisations.

Tableau Comparatif 7 : évolution en nominal brut

Année	B.N.B. (1)	Statistiques (O.N.S.S.) (2)	Cardinal (3)
1953	100.0	100.0	100.0
1954	102.7	105.4	107.8
1955	105.7	107.9	106.9
1956	114.6	120.5	119.7
1957	125.5	128.7	120.7
1958	130.7	129.0	126.3
1959	133.4	131.1	119.6
1960	138.6	135.9	123.7
1961	143.2	140.5	125.8
1962	154.7	151.7	138.05
1963	167.8	164.01	137.6
1964	185.4	183.6	154.1
1965	203.4	197.7	153.8
1966	223.7	216.8	174.0
1967	239.6	229.1	172.7
1968	252.3	241.1	174.5
1969	272.0	262.8	184.6
1970	304.0	297.0	198.4
1971	340.8	333.9	223.9

(1) Indice de gains moyens bruts par heure prestée (BNB Oct. 77)

(2) Indice de gains moyens bruts par heure prestée (ONSS 1973)

(3) $P_{\ell t}^* (1+r_t) / P_{\ell 0}^* (1+r_0)$

Les comparaisons effectuées jusqu'ici ont été faites en termes nominaux. Qu'en est-il en termes réels ? En général l'évolution du salaire en termes réels est acceptée comme une indication de l'évolution du niveau de bien-être. Pour déterminer celle-ci deux procédés sont à notre disposition : le plus couramment utilisé consiste à déflater les séries en termes nominaux par un indice des prix à la consommation ; l'autre consiste à prendre le rapport entre le salaire observé et le salaire au sens cardinal, et de voir si ce rapport est supérieur ou inférieur à l'unité. Si le rapport est plus grand que un, c'est-à-dire si le salaire observé est plus élevé que le salaire nécessaire et juste suffisant pour réaliser le même bien être que durant la période de référence, il y a amélioration du niveau de vie du consommateur. Par contre si le rapport est inférieur à l'unité, nous avons une perte de revenu réel.

Dans le tableau 8, les deux premières colonnes reprennent les deux premières séries du tableau précédent (7) déflatées par l'indice des prix à la consommation. La troisième colonne donne notre rapport salaire observé sur salaire vrai calculé. Il est indéniable qu'il y a eu amélioration du revenu réel. Cependant on constate que les indices officiels reflètent une hausse beaucoup plus importante, respectivement 121 % et 117 % alors que notre indice ne traduit une hausse que de 44 %.

Tableau comparatif 8 : Evolution en termes réels bruts

Année	B.N.B. (1)	Statistiques O.N.S.S. (2)	$100 \times (P_{lt} / P_{lt}^*)$ (3)
1953	100.00	100.00	100.00
1954	101.6	104.3	98
1955	105.7	107.9	101
1956	111.2	116.9	100
1957	117.2	120.2	107
1958	121.0	119.4	103
1959	122.3	120.2	110
1960	126.0	123.5	110
1961	129.0	126.5	112
1962	138.1	135.4	110
1963	145.9	142.6	119
1964	155.7	153.7	118
1965	164.0	159.4	128
1966	173.4	163.0	124
1967	180.1	172.2	131
1968	184.1	175.9	136
1969	191.5	185.0	139
1970	205.4	200.0	145
1971	221.2	216.8	144

(1) Indice des gains moyens bruts deflate par l'indice des prix à la consommation (B.N.B. oct 77)

(2) Idem (O.N.S.S. 1973).

(3) Rapport sal. observé sur sal. vrai au sens cardinal, multiplie par 100.

Conclusion

Notre démarche a consisté à introduire une offre de travail (ou une demande de loisir) dans un système d'équations de demande. Les données fragmentaires ou même l'absence de données pour l'ensemble de l'économie nous ont amené à supposer que les chiffres disponibles pour l'industrie manufacturière pouvaient être une bonne approximation de cet ensemble. Cette simplification inévitable s'est certainement traduite dans l'ajustement du modèle.^(*) Néanmoins, les résultats statistiques ont été suffisamment bons pour nous permettre d'estimer valablement les coefficients structurels du modèle, à partir desquels nous avons pu calculer un indice des salaires théoriquement fondé. Celui ci nous indique que les indices couramment utilisés surestiment le gain réalisé en termes réels par l'ouvrier belge moyen.

^(*) Une étude comparable a été menée précédemment (Phlips et Pieraerts 1977) sur le même sujet avec des données américaines : les résultats obtenus furent nettement meilleurs.

Bibliographie

- Abbot, M. et Ashenfelter O. (1976), Labor Supply, Commodity Demand and the Allocation of Time, *Review of Economic Studies*, 43 (1976) 389-411.
- Banque Nationale (1976) Rapport mensuel octobre 1976.
- Becker, G. (1965), A Theory of the Allocation of Time, *The Economic Journal*, 75, (1965), 493-517.
- de Souza, E. (1974), Taste Change in the True last-of-living Index, *Recherches Economiques de Louvain*, 40 (1974) 55-68.
- Fisher, F.M. et K. Shell (1969) Taste and Quality Change in the Pure Theory of the True Cost-of-Living index, in J. Wolfe (ed.) *Value Capital and Growth*, Essays in Honour of J.R. Hicks, Oxford.
- Heckman, J. (1974), Shadow Prices. Market Wages, and Labor Supply, *Econometrica*, 42 (1974), 679-694.
- Lewis, H.G. (1975) Economics of Time and Labor Supply, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 65 (1975), 29-34.
- Mincer, J. (1963), Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects, in *Measurement in Economics Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld*, Stanford, Stanford Univ. Press.
- Owen J. (1969), *The Price of Leisure*, Rotterdam.
- Pencavel, J.H. (1977), Constant Utility Index Numbers of Real Wages, *American Economic Review*, 67 (1977), 91-100.
- Phlips, L. (1974), *Applied Consumption Analysis*, Advanced Text books in Economics, vol. 5. Amsterdam, North-Holland Publishing Co.
- (1977), The Demand for Leisure and Money, *Core Discussion Paper N° 7715*, à paraître dans *Econometrica*.
- et R. Sanz-Ferrer (1975), A Taste-dependent True Index of the Cost-of-living, *Review of Economics and Statistics*, 57 (1975), 495-501.
- et P. Pieraerts, Substitution versus addition in True Index of Real Wages, *Core Discussion Paper N° 7740*.
- Pieraerts, P. (1976), *La demande de loisirs*, thèse de maîtrise, Louvain miméo.
- Statistique Sociale (1973) Rapport Annuel O.N.S.S. (1973).