

## Article

---

« Récents développements dans l'analyse de l'offre de travail »

**Bernard Fortin**

*L'Actualité économique*, vol. 65, n° 4, 1989, p. 474-507.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/601506ar>

DOI: 10.7202/601506ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

---

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

---

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : [info@erudit.org](mailto:info@erudit.org)

## *Récents développements dans l'analyse de l'offre de travail\**

Bernard FORTIN  
*Département d'économie  
Université Laval*

RÉSUMÉ – Cet article présente une recension de certaines contributions récentes à l'analyse de l'offre de travail. On établit d'abord une distinction fondamentale entre les modèles walrassiens et non walrassiens d'offre de travail. Les premiers se caractérisent par l'hypothèse que les individus sont toujours sur leur courbe d'offre notionnelle de travail. On discute de façon critique des résultats obtenus dans les études qui ont adopté ce paradigme. On porte une attention particulière aux modèles récents qui n'imposent pas la séparabilité intertemporelle des préférences.

On analyse ensuite certains modèles non walrassiens qui donnent lieu à la possibilité d'un rationnement quantitatif des heures de travail observées. Ces modèles sont classés en trois catégories: 1) les modèles avec rationnement quantitatif exogène, 2) les modèles hédonistes d'offre de travail et 3) les modèles de contrats implicites. Pour chacune de ces catégories, on analyse la structure des modèles théoriques retenus, ainsi que les résultats empiriques obtenus dans la littérature pertinente. On discute en particulier des tests permettant de discriminer entre les modèles walrassiens et non walrassiens.

### INTRODUCTION

L'analyse de l'offre de travail est un domaine de recherche qui s'est développé de façon considérable depuis le début des années 1970. L'ouvrage de Killingsworth (1983) de même que les plus récentes recensions de la littérature par Pencavel (1986) et par Heckman et Killingsworth (1986) témoignent de façon exemplaire des énormes progrès accomplis depuis lors. Il est possible d'identifier au moins quatre raisons expliquant un tel investissement de la profession dans ce champ d'intérêt.

Tout d'abord, la recherche sur l'offre de travail a des implications non seulement en économie du travail mais aussi en économie publique et en macroéconomie. En économie publique, de nombreux travaux ont porté sur l'étude des distorsions de l'offre de travail associées à la fiscalité et aux transferts sociaux. Ces recherches ont permis d'apporter un éclairage nouveau sur l'importance de certains coûts économiques reliés à de telles politiques publiques (e.g. Hausman 1985 et Burtless et

---

\*Conférence présentée le 26 mai 1989, dans le cadre du 29<sup>ième</sup> congrès de la Société Canadienne de Science Economique, au Mont-Rolland. Je remercie Emile Allie, Denis Bolduc, Claude Felteau et Thomas Lemieux pour leurs précieux commentaires. J'ai de plus bénéficié de nombreuses discussions fructueuses avec Benoît Carmichael, Guy Lacroix, Lucie Samson et Michel Truchon. Je remercie Rachel Lapiere pour son excellent travail d'assistance.

Haveman 1985). Les analyses des régimes publics de retraite (e.g. Lazear 1986), des différents programmes de lutte contre la pauvreté (e.g. Keeley 1981), de la politique d'assurance-chômage (e.g. Phipps 1988) et de la politique d'indemnisation des accidents du travail (e.g. Haveman, Wolfe et Warlick 1984) ont largement bénéficié de ces travaux. En macroéconomie, les débats récents sur la politique de stabilisation entre les keynésiens et les tenants de l'approche des cycles économiques réels sont en partie reliés à la question de l'importance empirique de l'élasticité intertemporelle de l'offre de travail (e.g. Hall 1980). Comme il existe encore beaucoup d'incertitude quant à la valeur des différentes élasticités d'offre de travail, il n'est pas étonnant que les études empiriques sur la question suscitent toujours beaucoup d'intérêt.

En second lieu, les problèmes économétriques complexes soulevés par l'estimation des fonctions d'offre de travail ont stimulé les efforts de nombreux économètres. Grâce à leurs travaux, de nouvelles méthodes d'estimation ont été proposées pour remédier aux problèmes statistiques découlant par exemple 1) de contraintes budgétaires linéaires par segment (e.g. Hausman 1985), 2) de biais de sélection (e.g. Heckman 1979), 3) de solutions de coin (e.g. Lee et Pitt 1986), 4) de rationnement (e.g. Kooreman et Kapteyn 1986) et 5) d'horizon de décision intertemporelle (e.g. MaCurdy 1983 et Browning, Deaton et Irish 1985).

En troisième lieu, l'accès à de nouvelles sources de données a stimulé la recherche en rendant possibles la comparaison des résultats entre différents échantillons ainsi que la construction de tests permettant de discriminer entre différentes hypothèses de comportement. A cet égard, il importe de souligner l'impact majeur sur la recherche qu'ont produit les banques de données provenant des expériences de revenu minimum garanti mises sur pied aux Etats-Unis (New Jersey-Penn, Iowa-North Carolina, Gary, Seattle-Denver) et au Canada (Manitoba) à la fin des années 60 et durant les années 70. De plus, la création de micro-données longitudinales non expérimentales surtout aux Etats-Unis (e.g. le Michigan Panel Study of Income Dynamics connu sous le sigle PSID et les National Longitudinal Surveys) a largement contribué à encourager la recherche sur les modèles d'offre de travail intertemporelle (e.g. Stafford 1986) de même que sur les techniques statistiques appropriées à l'utilisation de ce type de données (e.g. Chamberlain 1983). L'une des contributions marquantes de ces derniers développements est la mise au point de méthodes permettant de tenir compte des caractéristiques individuelles non observables qui demeurent stables d'une période à l'autre de l'échantillon.

Enfin, la recherche récente sur l'offre de travail a donné lieu à des controverses théoriques sur le comportement du marché du travail. De plus, il existe encore de nombreux problèmes empiriques non résolus dans l'analyse des comportements d'offre de travail qui sont à la source de recherches fertiles et stimulantes. Notre article abordera les deux volets de cette problématique.

Il existe actuellement deux paradigmes dans l'analyse du marché du travail. Selon le premier, le marché du travail se comporte de façon analogue à un marché walrassien impersonnel de concurrence parfaite. Dans cette approche walras-

sienne, le salaire de l'individu transmet toute l'information du marché du travail qui lui est nécessaire pour choisir son niveau optimal d'offre de travail (Card 1987). Dans un contexte statique, on suppose donc que l'individu peut déterminer librement ses heures de travail, compte tenu de son salaire net, de ses revenus hors travail et de ses préférences. Généralisée à un contexte intertemporel, cette approche fait dépendre l'offre de travail courante de l'individu de ses actifs initiaux et du profil intertemporel anticipé des salaires, des prix et des taux d'intérêt auxquels il fait face (e.g. Ghez et Becker 1975). L'individu aurait ainsi tendance à regrouper ses heures de travail dans les périodes où son taux de salaire est élevé relativement à d'autres périodes. Les programmes sociaux et la fiscalité seraient à la source non seulement de variations de revenus mais de modifications dans le profil intertemporel de la rémunération nette du travail. De plus, cette approche expliquerait le chômage et les rigidités salariales conjoncturelles par la présence d'une forte substitution intertemporelle de l'offre de travail en présence de chocs temporaires sur la demande de travail. Cette hypothèse a donné lieu à des travaux récents fort controversés qui feront l'objet de la première section de ce texte.

Le second paradigme rejette l'hypothèse selon laquelle le salaire est une «statistique exhaustive» reflétant la totalité de l'information courante sur le marché de travail requise par les agents dans leur décision d'offre (ou de demande) de travail. En d'autres mots, les paramètres du marché du travail qui caractérisent l'ensemble des possibilités de choix des individus ne se limitent pas au salaire. Ce paradigme non walrassien a donné lieu non pas à une théorie unifiée de l'offre de travail mais plutôt à diverses approches qui ont souvent entre elles certains éléments de complémentarité. Il n'existe encore que très peu de tests empiriques permettant de discriminer entre ces approches. On peut classer celles-ci en trois grandes catégories: 1) Les modèles avec rationnement quantitatif exogène, 2) les modèles hédonistes d'offre de travail et 3) les modèles de contrats implicites.

Les modèles avec rationnement quantitatif exogène supposent que certains individus subissent des contraintes exogènes dans leur choix d'offre de travail. Celles-ci peuvent créer un écart entre les heures de travail désirées et les heures de travail observées de ces individus. De telles contraintes peuvent se manifester par la présence de chômage involontaire ou encore par des restrictions quantitatives sur le nombre d'heures travaillées à l'intérieur d'un emploi donné. Ces restrictions peuvent être à la source de sous-emploi ou de sur-emploi sur le marché du travail.

La plupart des articles récents (e.g. Ham 1986a, Kahn et Lang 1988) qui retiennent cette approche justifient théoriquement la présence d'un rationnement quantitatif en citant à leur appui de nombreux travaux théoriques suggérant l'importance des rigidités salariales et la fixation par les employeurs des heures de travail dans les différentes occupations. Ces théories incluent par exemple certains modèles de salaires efficients (e.g. Akerlof et Yellen 1986), des modèles de contrats avec asymétrie d'information (e.g. Lilien et Hall 1986) ainsi que des modèles de type principal-agent avec capital humain spécifique dans lesquels les salaires divergent de la productivité marginale en valeur de façon à inciter les travailleurs à être plus productifs dans leur travail (e.g. Lazear 1981). Il n'en reste pas moins que les

modèles d'offre de travail avec rationnement quantitatif ne tentent pas d'expliquer le rationnement des heures de travail. On suppose habituellement qu'il est donné ou qu'il dépend d'un vecteur de caractéristiques exogènes des individus et de leur environnement. Ces modèles feront l'objet de la section 2 de l'article.

Selon les modèles hédonistes (e.g. Rosen 1986, Lundberg 1985), les individus peuvent choisir à long terme le niveau de leur rationnement sur le marché du travail, compte tenu des emplois qui leur sont accessibles. Chaque emploi est défini par un taux de salaire, un nombre d'heures de travail espéré ainsi qu'un vecteur des autres attributs de l'emploi (incluant possiblement la variabilité des heures de travail). En supposant fixe ce vecteur des autres attributs, l'équilibre de marché produit pour l'individu une contrainte non linéaire définie par le lieu géométrique des taux de salaire et des heures de travail espérées qui sont offerts dans les différents emplois auxquels il a accès. Sous réserve de ses contraintes de mobilité et d'information, l'individu choisit l'emploi qui lui «impose» des caractéristiques qui maximisent son bien-être. Cette approche suppose implicitement que l'individu ne peut postuler plusieurs emplois à la fois, ce qui crée une indivisibilité dans les heures de travail. A l'opposé, les modèles conventionnels d'offre de travail qui font l'objet du paradigme walrassien sont fondés sur l'hypothèse implicite que les heures de travail sont parfaitement divisibles (Kinoshita 1987). Nous discuterons des modèles hédonistes dans la section 3 de l'article.

Enfin, les modèles de contrats implicites (e.g. Rosen 1985) peuvent être interprétés comme une généralisation des modèles hédonistes au cas où chaque emploi fixe *ex ante* une combinaison du taux de salaire et d'heures de travail variant selon l'état de la nature observé *ex post*. Il existe plusieurs versions de cette approche. Cependant, l'idée de base est la même: la présence de coûts fixes d'investissements en capital humain spécifique favorise des relations d'emploi de long terme (e.g. Hall 1982). Dans un tel contexte, les contrats sont des ententes *ex ante* entre travailleurs et employeurs visant à partager entre les parties les risques diversifiables et les investissements communs spécifiques à l'emploi. Une des implications fondamentales de cette approche en ce qui concerne l'offre de travail est que les salaires contractés incorporent implicitement une prime d'assurance et le paiement d'une prestation d'assurance dans les «mauvais» états de la nature. Ces éléments introduisent des effets revenus implicites qui ont tendance à contrebalancer les chocs découlant de modifications dans l'état de la nature. Alors que les contrats ont tendance à stabiliser le revenu contractuel et le niveau de consommation des travailleurs, la prédominance des effets de substitution a tendance à accroître la volatilité des heures de travail en présence de chocs externes diversifiables.

On est donc très loin du marché walrassien impersonnel retenu dans l'approche conventionnelle. Selon les termes de Rosen (1986), le marché du travail s'apparenterait davantage au «marché du mariage» qu'au marché boursier. Les modèles de contrats implicites pertinents à l'analyse de l'offre de travail seront analysés dans la section 4 de ce texte.

Au niveau empirique, l'analyse de l'offre de travail a suscité de plus plusieurs interrogations majeures. Selon Pencavel (1986) et Card (1987), la principale difficulté est la suivante. Bien qu'il existe une variabilité importante des heures de travail entre les individus dans les données en coupes transversales ou d'une année à l'autre pour les mêmes individus dans les données longitudinales, une très faible fraction de cette variabilité est explicable par les variables conventionnelles des modèles d'offre de travail. On sait par ailleurs qu'une fraction non négligeable des variations dans les heures de travail s'expliquerait par la présence d'erreurs de mesure (Duncan et Hill 1986). Cependant, même en tenant compte de ces erreurs, il reste une large fraction de cette variabilité qu'on peut difficilement expliquer. Ainsi, dans la majorité des études microéconométriques, l'écart-type des heures de travail autour de la courbe d'offre de travail serait d'au moins 13 semaines par année, soit environ 25 pourcent du niveau normal des heures de travail (Hall 1988). En fait, les développements récents sur les modèles walrassiens et non walrassiens de l'offre de travail discutés plus haut peuvent en partie s'expliquer par un effort des chercheurs pour réduire cette variabilité.

Afin de limiter l'ampleur de ce texte, notre discussion empirique portera surtout sur les études utilisant des données microéconomiques. D'ailleurs, la plupart des analyses récentes ont été effectuées à l'aide de ce type de données. Les problèmes de biais d'agrégation et la faible variabilité des salaires réels dans les études utilisant des données agrégées en série chronologique ont conduit de nombreux chercheurs à adopter une approche microéconométrique.

#### 1. LES MODÈLES WALRASSIENS D'OFFRE DE TRAVAIL

Au Canada, les recherches sur l'offre de travail retiennent en général un cadre statique (i.e. annuel) d'analyse en raison de la non-disponibilité de données longitudinales<sup>1</sup>. La plupart des études américaines récentes utilisant le paradigme walrassien ont adopté au contraire une approche de cycle vital. Plusieurs raisons justifient l'adoption de ce cadre d'analyse. D'abord, il n'est pas évident que l'année définisse l'horizon de décision naturel de l'individu. L'horizon de vie de l'individu paraît préférable à cet égard. Ensuite, il est raisonnable de penser que l'individu réagit différemment à des variations salariales, selon que celles-ci soient perçues comme temporaires ou permanentes et selon qu'elles aient été ou non anticipées dans le passé. Or, seul un cadre d'analyse dynamique permet de tenir compte de telles distinctions. Il est également difficile de supposer que les revenus hors travail sont exogènes comme on le fait en général dans les modèles statiques d'offre de travail. Dans un contexte de cycle vital, les actifs et les revenus d'actifs varient de façon systématique avec l'offre de travail et les choix de consommation de l'individu. On peut ainsi imaginer un individu qui en début de carrière travaille peu et possède peu d'actifs, travaille ensuite à plein temps en disposant d'un niveau

---

1. On doit néanmoins remarquer que, sous certaines conditions restrictives, il est possible d'estimer un modèle de cycle vital à l'aide de données en coupes transversales. Voir à ce sujet Blundell et Walker (1986) et Felteau (1989).

d'actifs élevé, pour enfin réduire son offre de travail tout en possédant un niveau plus faible d'actifs. Notons finalement que le modèle standard de cycle vital retenu dans l'analyse de l'offre de travail (e.g. MaCurdy 1981) peut être élargi de façon à tenir compte de l'incertitude, de l'investissement en capital humain et de la non-séparabilité intertemporelle des préférences en loisir (e.g. MaCurdy 1983). Cette dernière extension a fait l'objet récemment de plusieurs études particulièrement prometteuses. Nous présentons d'abord le modèle standard de cycle vital en situation de certitude et d'incertitude, en insistant sur les limites empiriques de cette approche. Nous discuterons ensuite des analyses qui ont relâché l'hypothèse de séparabilité intertemporelle des préférences.

### 1.1 *Le modèle de cycle vital avec séparabilité intertemporelle*

Notre présentation du modèle standard de cycle vital s'inspire de Browning, Deaton et Irish (1985) car leur approche généralise la plupart des études qui ont retenu ce modèle (e.g. MaCurdy 1981, Ham 1986b, Jakubson 1988). Les hypothèses du modèle sont les suivantes:

- (1) l'individu planifie sa consommation et son offre de travail sur l'horizon de sa vie entière.
- (2) Il n'existe aucune contrainte de rationnement sur l'offre de travail de l'individu autre que celle associée à la non-négativité de ses heures de travail.
- (3) La structure des prix relatifs est constante de sorte qu'il existe à chaque période un agrégat hicksien des biens de consommation.
- (4) Le marché de l'épargne et de l'emprunt est parfait (aucun rationnement de crédit; taux à l'emprunt et à l'épargne identiques).
- (5) Les profils des taux d'intérêt et des taux de salaire nominaux auxquels fait face l'individu sont exogènes et connus avec certitude.
- (6) L'individu ne laisse aucun héritage à ses descendants.
- (7) Les préférences de l'individu sont représentées par une fonction d'utilité intertemporellement séparable. Cette hypothèse implique que l'évaluation marginale du loisir à chaque période est indépendante du niveau de consommation et de loisir des autres périodes.

Considérons donc un individu qui cherche à résoudre le programme intertemporel suivant:

$$\text{Max}_{\{C_t, L_t\}} U = \sum_{t=0}^T u_t(C_t, L_t) \tag{1}$$

où  $u_t(\cdot)$  est croissante, concave et doublement différentiable en  $C_t$  et  $L_t$ , sous réserve de sa contrainte budgétaire intertemporelle

$$A_0 + \sum_{t=0}^T \hat{w}_t (\bar{L} - L_t) - \sum_{t=0}^T \hat{p}_t C_t \geq 0. \tag{2}$$

Dans (1),  $C_t$  et  $L_t$  sont respectivement la consommation et la quantité de loisir à la période  $t$ . Dans (2),  $A_0$  est le stock d'actifs initial,  $\hat{w}_t$  et  $\hat{p}_t$  sont respectivement le taux de salaire  $w_t$  et le prix de la consommation  $p_t$  à la période  $t$ , escomptés jusqu'à la période 0,

$$\text{i. e. } \hat{w}_t = w_t \prod_0^{t-1} (1 + i_\tau)^{-1} \text{ et } \hat{p}_t = p_t \prod_0^{t-1} (1 + i_\tau)^{-1},$$

où  $i_\tau$  est le taux d'intérêt nominal reliant la période  $\tau$  à la période  $\tau+1$ .  $\bar{L}$  est la quantité maximum de loisir à chaque période. Les conditions de premier ordre associées à  $L_t$  et  $C_t$  permettent de dériver les fonctions de demande «frischiennes» (ou à « $\lambda$  constant») de loisir et de consommation à la période  $t$ . En supposant des solutions intérieures, on obtient:

$$L_t = L_t(r, \hat{w}_t, \hat{p}_t) \quad (3)$$

$$C_t = C_t(r, \hat{w}_t, \hat{p}_t). \quad (4)$$

Dans (3) et (4),  $r$  est le «prix de l'utilité», i.e. l'inverse de l'utilité marginale de la richesse. Plus précisément, on a:  $r = \lambda^{-1}$ , où  $\lambda$  est le multiplicateur de Lagrange associé à (2). En raison de la séparabilité intertemporelle des préférences, les demandes frischiennes de loisir et de consommation de chaque période sont fonction de variables observables de la période (e.g. prix et salaire escomptés de la période) alors que toutes les variables non observables (e.g. prix et salaires futurs) sont représentées par une seule «statistique exhaustive»  $r$ . De plus, en certitude parfaite,  $r$  est fixe d'une période à l'autre. La dérivée partielle de  $L_t$  par rapport à  $w_t$  (évaluée à  $w_t = w_{t-1}$ ) mesure l'impact d'un changement intertemporel de salaire anticipé sur la demande intertemporelle de loisir. En effet, dans la mesure où une telle variation est anticipée, elle n'affecte pas le prix de l'utilité. Cependant, si la variation du salaire n'a pas été prévue, elle affectera  $r$ , à moins d'être tellement temporaire que son effet de richesse peut être considéré comme négligeable. Ainsi, la fonction de demande de loisir frischiennne permet de façon élégante de distinguer les changements anticipés et non anticipés de même que les changements temporaires et permanents des variables explicatives.

On montre aisément (e.g. Browning, Deaton et Irish 1985) que la demande de loisir frischiennne est homogène de degré zéro dans ses arguments, décroissante dans  $\hat{w}_t$  et croissante dans  $\hat{p}_t$ . De plus, les effets croisés sont symétriques:  $L_{t3} = C_{t2}$ .

On notera finalement que l'équation (3) est valide lorsque l'individu est absent du marché du travail ( $L_t = \bar{L}$ ), si l'on remplace  $w_t$  par le salaire de réserve  $w_{rt}$  de la période.

Dans le but de généraliser le modèle à une situation d'incertitude, il est utile de réécrire (3) et (4) de la façon suivante (en utilisant la propriété d'homogénéité de degré zéro de ces fonctions):

$$L_t = L_t(r_t, w_t, p_t) \quad (5)$$

$$C_t = C_t(r_t, w_t, p_t) \quad (6)$$



où  $r_t = r / \prod_0^{t-1} (1 + i_t)^{-1}$  est le prix de l'utilité en dollars de la période  $t$ .  $r_t$  n'est donc pas constant mais évolue selon l'équation d'Euler:

$$r_{t+1} = r_t (1 + i_t). \tag{7}$$

En situation d'incertitude, le profil futur des prix et des salaires n'est pas connu parfaitement. On suppose que l'individu maximise l'espérance de son utilité tout en replanifiant ses décisions à chaque période à mesure qu'il acquiert de l'information. La fonction objectif à maximiser au début de chaque période  $t$  devient alors:

$$U_t = u_t(C_t, L_t) + E_t \sum_{k=t+1}^T u_k(C_k, L_k).$$

où  $E_t$  représente l'espérance conditionnelle à l'information disponible au début de la période  $t$ .

La solution de ce problème est une application élémentaire de la programmation stochastique dynamique (voir Browning, Deaton et Irish 1985). Il est clair que les équations de demande frischienne (5) et (6) sont satisfaites à l'optimum. Cependant, l'équation (7) est remplacée par:

$$E_t \{ (1 + i_t) r_t / r_{t+1} \} = 1. \tag{8}$$

(8) est l'équation d'Euler stochastique standard des problèmes de choix intertemporels (e.g. Hall 1978). Elle montre que le prix de l'utilité suit un processus stochastique plutôt que déterministe comme dans le cas de certitude (éq. 7).

Certains auteurs (e.g. Mankiw, Rotemberg et Summers 1985) utilisant des données agrégées ont estimé l'équation d'Euler (8) de même que les demandes frischiennes (5) et (6) à l'aide de techniques de variables instrumentales. Ces techniques exploitent les conditions d'orthogonalité entre les erreurs de prévisions au temps  $t, t+1, \dots$  et les variables reflétant l'information connue à la période  $t-1$ . Ces conditions découlent de l'hypothèse des attentes rationnelles. Les techniques utilisées incluent en particulier l'approche des moments généralisés de Hansen et Singleton (1982). Cependant, la plupart des chercheurs (e.g. MaCurdy 1981, Altonji 1986, Jakubson 1988) choisissent plutôt de réécrire (8) de la façon suivante:

$$(1 + i_t) / r_{t+1} = 1/r_t + \varepsilon_{t+1}, \quad E_t(\varepsilon_{t+1}) = 0. \tag{9}$$

En prenant les logarithmes de (9), on obtient l'approximation suivante:

$$\ln r_{t+1} = \ln r_t + \ln(1 + i_t) + \eta_{t+1} \tag{10}$$

où  $\eta_{t+1} = -r_t \varepsilon_{t+1}$  et  $E_t(\eta_{t+1}) = 0$ .

L'intérêt de cette approche est qu'elle permet de traiter le prix de l'utilité comme un effet fixe, avec ou sans composante aléatoire, dans les modèles utilisant des données longitudinales. Ainsi, si l'on suppose que le prix de l'utilité apparaît de façon additive dans la fonction frischienne de demande de loisir (ce qui implique la quasi-homothéticité des préférences de chaque période), celle-ci peut se réécrire de la façon suivante (en situation de certitude):

$$g(L_t) = f(r) + m(t, \hat{w}_t, \hat{p}_t) \tag{11}$$

où  $g(\cdot)$  est une transformation monotone de  $L_t$ .

La différentiation de (11) par rapport au temps permet ainsi d'éliminer l'effet fixe  $f(r)$  de l'équation à estimer. En situation d'incertitude, (11) devient:

$$g(L_t) = f(r_t) + m(t, w_t, p_t). \quad (12)$$

Dans la mesure où l'on peut approximer  $f(r_t)$  par  $\ln rt$ , la différentiation de (12) par rapport au temps permet de remplacer  $\Delta f(r_t)$  par la somme d'un élément observable et d'un élément stochastique (voir eq. 10).

Pour fixer les idées, supposons à la suite de plusieurs auteurs (e.g. MaCurdy 1981, Ham 1986b), que la fonction d'utilité de chaque période de l'individu  $i$  est séparable en  $C_{it}$  et  $L_{it}$  et que la sous-fonction d'utilité associée à  $L_{it}$  est donnée par:  $(\alpha_{it} L_{it}^\delta / \delta)(1+\rho)^{-t}$  où  $\rho$  est le taux de préférence intertemporelle et  $\delta < 1$ .  $\alpha_{it}$  permet de tenir compte des variations dans les préférences pour le loisir d'une période à l'autre et d'un individu à l'autre. On pose:

$$\alpha_{it} = \exp(\alpha_i + \tilde{\alpha}'_1 x_{it} + e_{it})$$

où  $\alpha_i$  est un effet fixe permanent de l'individu  $i$ ,  $x_{it}$  est un vecteur de caractéristiques démographiques et  $e_{it}$  est un terme d'erreur. On suppose de plus que le taux d'intérêt réel  $i_r$  est constant dans le temps, ce qui implique que  $\hat{w}_t$  est égale à l'expression  $\frac{w_{it}/p_{it}}{(1+i_r)^t}$ .

En situation de certitude, on montre aisément que la fonction de demande fris-chienne de loisir est donnée par:

$$\ln L_{it} = F_i + \alpha t + \alpha'_1 x_{it} - \sigma \ln(w_{it}/p_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

où  $\sigma = -1/(\delta-1)$ ,  $F_i = \sigma(\ln r_i + \alpha_i)$ ,  $\alpha = -\sigma \ln \left[ \frac{1+\rho}{1+i_r} \right]$ ,

$$\alpha_1 = \sigma \tilde{\alpha}_1 \text{ et } \varepsilon_{it} = \sigma e_{it}.$$

Exprimée en première différence par rapport au temps, (13) devient:

$$\Delta \ln L_{it} = \alpha + \alpha'_1 \Delta x_{it} - \sigma \Delta \ln(w_{it}/p_{it}) + \Delta \varepsilon_{it}. \quad (14)$$

On remarque donc que l'effet fixe  $F_i$  qui tient compte de la variable non observable  $r_i$ , est éliminé de (14).  $\sigma$  représente l'élasticité de substitution intertemporelle du loisir. L'élasticité intertemporelle d'offre de travail  $\eta_{it}$  est égale à  $\sigma$  multiplié par le rapport entre les heures de loisir et les heures de travail à la période  $t$ :  $\eta_{it} = \sigma (L_t / (\bar{L} - L_t))$ . On suppose en général que  $E(\Delta \varepsilon_i \Delta \varepsilon'_i) = V$  où  $\Delta \varepsilon_i$  est le vecteur de dimension  $\bar{T} - 1$  des  $\Delta \varepsilon_{it}$ , en supposant  $\bar{T}$  années d'observations longitudinales sur l'individu  $i$ .  $V$  est une matrice variance-covariance non contrainte. De plus, on fait souvent l'hypothèse que les termes d'erreur ne sont pas corrélés d'un individu à l'autre:  $E(\Delta \varepsilon_i \Delta \varepsilon'_j) = 0$ ,  $i \neq j$ .

L'équation (14) est généralement estimée à l'aide de méthodes de variables instrumentales. Il est de plus possible de tenir compte de solutions de coin en

utilisant un modèle Tobit généralisé (voir Jakubson 1988). Notons finalement que, sous les hypothèses formulées plus haut, l'équation (14) caractérise aussi la situation d'incertitude. Cependant, le terme aléatoire devient  $\Delta \varepsilon_{it} + v_{it}$  où  $v_{it}$  est une erreur de prévision provenant de l'information nouvelle de la période  $t$  relativement à l'information connue à la période  $t - 1$ . La présence d'une telle variable rend dangereuse l'utilisation d'instruments de la période courante en première différence, dans la mesure où ces instruments peuvent être corrélés avec  $v_{it}$ . Une façon d'éviter le problème est d'utiliser des instruments *retardés* et exprimés en première différence (Ham 1986b).

### 1.2 Résultats empiriques des modèles supposant la séparabilité intertemporelle

L'un des principaux objectifs poursuivis dans les analyses empiriques récentes utilisant les modèles intertemporels d'offre de travail a été de tester l'approche walrassienne du marché du travail. Ces études ont cherché en particulier à déterminer si le niveau des élasticités d'offre de travail intertemporelle était suffisamment élevé pour expliquer les cycles économiques en termes de vibrations temporaires de la technologie en présence de courbes d'offre de travail très élastiques à court terme.

Dans leur ensemble, les résultats empiriques des modèles avec séparabilité temporelle ne corroborent pas de façon convaincante l'approche walrassienne d'équilibre. Par exemple, les études microéconométriques suggèrent des élasticités intertemporelles d'offre de travail très faibles dans le cas des hommes adultes employés de façon continue. Celles-ci varient en général entre 0,1 et 0,3 (Pencavel 1986). De telles élasticités ne peuvent justifier les variations annuelles moyennes de l'ordre de 2 unités de pourcentage dans les heures de travail de ce groupe de la main-d'oeuvre que l'on observe dans les cycles économiques. En effet, de tels changements ne pourraient s'expliquer que par des variations de l'ordre de 6 à 20 unités de pourcentage des taux de salaire réels, lesquelles sont bien supérieures à ce qui est observé dans la réalité (Card 1988).

Heckman et MaCurdy (1988) font cependant remarquer que les élasticités d'offre de travail intertemporelles utilisées pour expliquer les cycles économiques devraient tenir compte de l'élasticité de participation au marché du travail. En effet, plusieurs auteurs (e.g. Coleman 1984) soulignent que la majeure partie des variations cycliques des personnes-heures employées agrégées provient de changements dans les entrées et sorties du marché du travail. A cet égard, les résultats empiriques sont moins décevants. Ainsi, à l'aide de données agrégées en série chronologique, Alogouskoufis (1987) obtient des élasticités d'offre de travail proches de l'unité, lorsque la variable d'offre de travail agrégée est mesurée par le nombre total de personnes employées. Cependant, ses résultats ne sont pas statistiquement significatifs lorsque la mesure d'offre de travail agrégée est le nombre d'heures de travail par travailleur. Ces derniers résultats confirment d'ailleurs ceux d'Altonji (1982) et de Mankiw, Rotemberg et Summers (1985). L'étude d'Alogouskoufis ne semble donc pas très concluante dans son ensemble, bien qu'elle offre un certain appui empirique à l'hypothèse de substitution intertem-

porelle comme théorie des fluctuations de l'emploi agrégé. Elle suggère au minimum la nécessité de développer un cadre d'analyse walrassien généralisé qui permettrait d'expliquer la variation des personnes-heures de travail au cours du cycle économique en termes de personnes plutôt qu'en termes d'heures de travail. Certaines études théoriques récentes (Rogerson 1988) sur l'indivisibilité des heures de travail ont permis d'accomplir des progrès en ce sens.

Les résultats plutôt mitigés des études empiriques fondées sur la théorie de l'offre de travail en présence de séparabilité intertemporelle ont conduit à deux voies de recherche différentes: le rejet du modèle walrassien de l'offre de travail intertemporelle et le relâchement de l'hypothèse de séparabilité intertemporelle. Nous analyserons d'abord cette dernière possibilité pour ensuite consacrer notre attention aux modèles qui rejettent le paradigme walrassien.

### 1.3 *Le modèle de cycle vital avec non-séparabilité intertemporelle*

Plusieurs auteurs (Hotz, Kydland et Sedlacek 1988, Hall 1988) ont récemment souligné que les estimations des élasticités d'offre de travail intertemporelle de court terme (i.e. celles qui sont pertinentes aux cycles économiques) pouvaient être sérieusement biaisées, si l'on suppose à tort que les préférences sont intertemporellement séparables. Il est en effet vraisemblable de penser que les travailleurs réagissent différemment à des changements anticipés de salaires (donc à un prix d'utilité donné) selon que ceux-ci sont perçus comme permanents ou temporaires. Sargent (1979) et Kydland et Prescott (1982) ont ainsi avancé l'idée selon laquelle les effets de la fatigue associés par exemple au temps supplémentaire lors d'un boom économique augmentaient l'utilité marginale du loisir futur. Ceci aurait pour effet de faciliter la substitution intertemporelle des heures de travail dans le cycle économique. De façon similaire, les retards dans des projets de production domestique (e.g. peinture, réparations) découlant d'une surcharge de travail, auraient pour effet d'accroître la valeur marginale des projets futurs de production domestique. Intuitivement, on devrait s'attendre à ce que ces effets prennent toute leur importance dans un contexte de court terme plutôt que dans un contexte de moyen terme (e.g. hausse de salaire entre l'âge de 20 ans et de 40 ans). A cet égard, Hall (1988) fait remarquer à juste titre que les variables utilisées pour instrumenter les taux de salaire dans les études longitudinales (e.g. âge, éducation, expérience) reflètent beaucoup plus les variations salariales de moyen terme que des fluctuations temporaires permettant de révéler les élasticités intertemporelles de court terme. En somme, les faibles élasticités de substitution obtenues dans ces analyses peuvent être tout à fait compatibles avec de très fortes élasticités en courte période.

Les tests formels de l'hypothèse de non-séparabilité intertemporelle sont encore peu nombreux, car ils exigent des données permettant d'isoler les variations temporaires des taux de salaire. De plus, ils requièrent l'utilisation de techniques économétriques très sophistiquées. Avant de discuter de ces tests formels, nous présenterons d'abord quelques résultats empiriques qui semblent appuyer indirectement cette hypothèse.

En premier lieu, il semble que les institutions aient tendance à s'adapter à de fortes variations temporaires et anticipées des personnes-heures de travail. La

présence de cycles saisonniers très significatifs de l'emploi et des heures de travail (Barsky et Miron 1989) est peut-être l'exemple le plus probant du phénomène. Si les travailleurs résistaient très fortement à des variations de leurs heures de travail selon les saisons, on verrait se créer des institutions qui auraient pour effet d'adoucir ces fluctuations. On doit cependant noter que la présence de l'assurance-chômage peut expliquer en partie les variations observées dans l'emploi saisonnier. Par ailleurs, la très forte variabilité non expliquée dans les heures de travail annuelles est également compatible avec des élasticités d'offre de travail très élevées à court terme. En effet, si celles-ci se situaient entre 0,1 et 0,4, comme ce semble être le cas dans les études où l'on impose la séparabilité intertemporelle des préférences, le fardeau excédentaire de la variabilité des heures de travail serait extrêmement important (Fortin et Bernier 1988). Dans ce cas, on devrait aussi s'attendre à ce que certaines institutions tentent de réduire ces fluctuations.

En second lieu, les études récentes qui ont cherché à vérifier la présence d'une différence de salaire compensatoire dans les emplois offrant une variabilité élevée de l'emploi (e.g. construction, pêche,...) ne semblent pas arriver à obtenir des résultats très concluants (voir Rosen 1986). Une explication de ce résultat serait que le coût d'une substitution des heures de travail est relativement faible pour les travailleurs, ce qui implique une forte élasticité de substitution intertemporelle. Il faut cependant remarquer qu'en présence d'hétérogénéité de la main-d'oeuvre, on doit s'attendre à ce que ce soit les travailleurs qui ont une préférence plus marquée pour la variabilité des heures de travail qui oeuvrent dans ces occupations, *ceteris paribus*. Ce phénomène peut engendrer un biais de sélection important dans les estimations, du moins dans les études en coupe transversale.

Enfin, l'étude empirique de Ramey (1988) arrive à la conclusion que le coût marginal de la production dans la plupart des industries est peu affecté par les variations de l'output au cours du cycle économique. Selon Hall (1988), ces résultats révèlent une combinaison d'offre de travail intertemporelle très élastique et de variations importantes dans les salaires virtuels de la main-d'oeuvre (en raison possiblement d'économie d'échelle). De plus, le fait que les investissements dans les inventaires ne semblent pas réduire la variabilité de la production dans le cycle économique (West 1986) suggère que l'ajustement par l'emploi est relativement moins coûteux. Ceci reflète possiblement la présence d'une forte élasticité de substitution intertemporelle d'offre de travail à court terme.

L'analyse de la substituabilité intertemporelle discutée dans cette section suppose implicitement que les loisirs présents et futurs sont substituables. Cette hypothèse est à la base du résultat selon lequel l'élasticité intertemporelle d'offre de travail serait plus élevée à court qu'à moyen terme. Cependant, plusieurs auteurs (e.g. Clark et Summers 1982, Johnson et Pencavel 1984) ont avancé l'idée d'une complémentarité entre le loisir présent et le loisir futur. Les modèles dans lesquels les préférences se modifient dans le temps avec l'expérience («habit persistence models») sont souvent utilisés pour justifier une telle complémentarité. Selon cette approche, l'individu qui accroît ses heures de travail aujourd'hui développe des habitudes de travail qui créent un effet de persistance sur le niveau de son offre de

travail dans le futur. Cet effet introduit une non-séparabilité intertemporelle des préférences. Cependant, ses implications sur les comportements d'offre de travail sont drastiquement différentes de celles qui sont fondées sur l'hypothèse de substituabilité intertemporelle du loisir. En effet, en présence d'un effet de persistance, l'élasticité intertemporelle de moyen terme aura tendance à excéder celle de court terme. Certaines études empiriques récentes ont tenté de tester cette hypothèse de complémentarité intertemporelle du loisir.

La méthode usuelle retenue par les chercheurs pour introduire l'hypothèse de non-séparabilité intertemporelle des préférences dans le modèle d'offre de travail, a été développée par Kydland et Prescott (1982). L'idée de base de leur approche est de remplacer le loisir  $L_t$  dans la fonction d'utilité (1) par un flux de services du loisir  $\ell_t$  et de relier cette variable à une structure de retards définie sur les heures de loisir de la période  $t$  et des périodes précédentes. Plus précisément, en supposant pour simplifier un horizon de décision infini, Kydland et Prescott imposent la structure de retards suivante:

$$\ell_t = A(D)L_t \quad (15)$$

$$\text{où } A(D) = 1 + \gamma D / (1 - \theta D). \quad (16)$$

Dans (15) et (16),  $D$  est l'opérateur de retard et  $A(D)$  est un polynôme en  $D$ .  $\gamma$  peut être positif ou négatif (bien que Kydland et Prescott supposent qu'il soit positif) alors que  $\theta$  est compris entre zéro et un. Lorsque  $\gamma$  est nul, on retrouve le modèle avec séparabilité intertemporelle. Si  $\gamma > 0$ , ceci signifie que le loisir présent accroît le flux de services futur du loisir. On retrouve l'hypothèse de substituabilité entre le loisir présent et futur. Par ailleurs, lorsque  $\gamma < 0$ , le loisir présent réduit le flux de services futur du loisir. Il s'agit là de l'hypothèse de complémentarité intertemporelle du loisir.  $\theta$  mesure le degré de mémoire de l'impact du loisir de la période  $t - 1$  sur le flux de services futurs du loisir. Si  $\theta = 0$ , l'influence du loisir passé sur le flux présent de services du loisir se limite à celle du loisir de la période précédente  $L_{t-1}$ . Il s'agit du cas considéré par Johnson et Pencavel (1984).

Sous certaines hypothèses simplificatrices, la formulation de Kydland et Prescott permet de dériver de façon simple l'expression de l'élasticité  $\eta(N)$  d'offre de travail à la période  $t$  par rapport à des variations temporaires et anticipées (donc à prix d'utilité constant) des taux de salaires réels de l'individu sur les périodes  $(t - N, \dots, t, \dots, t + N)$ . En supposant 1) que la sous-fonction d'utilité associée à  $\ell_t$  est donnée par  $[(1 - \theta) \ell_t]^\delta / \delta$ , 2) que  $\gamma = \theta$  (ce qui impose cependant que  $\gamma > 0$ , i.e. que les loisirs présents et futurs sont substituables)<sup>2</sup> et 3) que les  $L_t$  ont une valeur commune sur toute la période donnée par  $L$ , on montre (Hall 1988) que:

$$\eta(N) = \frac{\sigma(\bar{L} - L)}{L} \left[ 1 - \frac{2\gamma^{N+1}}{1 + \gamma} \right]^{-1} \quad (17)$$

2. Il existe un certain appui empirique à l'hypothèse que  $\gamma = \theta$  dans Hotz, Kydland et Sedlacek (1988). Ceux-ci obtiennent en effet des niveaux très semblables pour  $\gamma$  et  $\theta$  (voir leur tableau III, p. 352 et comparer les valeurs de  $\alpha (= \gamma)$  et  $1 - \eta (= \theta)$ ).

où  $\sigma = 1 - 1/\delta$  est l'élasticité de substitution intertemporelle définie sur les flux de services du loisir. Si  $N$  tend vers l'infini ou si  $\gamma = 0$  (séparabilité intertemporelle), on obtient  $\eta = \sigma(\bar{L} - L)/L$ , ce qui correspond bien au cas étudié dans la section précédente. Cependant, si  $\gamma$  est positif et  $N$  est faible (variations temporaires des salaires), on aura  $\eta(N) > \eta$ . Ainsi, si  $\eta = 0,1$ ,  $\gamma = 0,8$  et  $N = 0$ , on obtient  $\eta(0) = 0,9$ , soit une élasticité de très court terme neuf fois plus élevée que l'élasticité intertemporelle de long terme.

Hotz, Kydland et Sedlacek (HKS 1988) et Eichenbaum, Hansen et Singleton (EHS 1988) ont récemment tenté de tester la non-séparabilité intertemporelle du loisir. HKS estiment l'équation d'Euler stochastique associée au choix optimal de consommation intertemporelle en présence d'une structure de délai à la Kydland-Prescott. Ces auteurs n'estiment cependant pas l'équation d'Euler stochastique associée au choix du loisir, en raison des difficultés économétriques dues à l'endogénéité des salaires par rapport aux heures de travail passées (effet de l'expérience). Ce phénomène crée un effet de dépendance temporelle («state dependency») qu'il est difficile de distinguer de celui qui découle de la présence de non-séparabilité intertemporelle du loisir. En raison de cette stratégie d'estimation, HKS ne peuvent estimer les élasticités d'offre de travail intertemporelle. Cependant, l'estimation de l'équation d'Euler associée à la consommation leur permet d'identifier les coefficients  $\gamma$  et  $\theta$ .

Ces auteurs utilisent des données longitudinales sur les hommes adultes tirées du PSID et estiment leur modèle à l'aide d'une technique d'instruments non linéaires. Les résultats corroborent l'hypothèse de non-séparabilité intertemporelle du loisir de même que la spécification retenue par Kydland et Prescott. Les estimations de  $\gamma$  varient entre 0,57 et 0,65. Par ailleurs, les auteurs estiment un taux de préférence intertemporel négatif, ce qui semble manifester une erreur de spécification dans le modèle. Les auteurs sont d'avis que la modélisation de l'évolution de la consommation intertemporelle selon la composition du ménage permettrait éventuellement de pallier à ce problème.

L'étude de EHS porte sur des données agrégées en série chronologique. Contrairement à HKS, les auteurs de cette étude introduisent une structure de délai sur la consommation. Cette structure ne se limite qu'à une période cependant. Leurs résultats corroborent l'hypothèse de non-séparabilité intertemporelle des préférences dans la consommation et le loisir. Cependant, dans le cas du loisir, le  $\gamma$  estimé est négatif dans toutes les spécifications retenues, variant entre -0.016 et -0.027. Les estimations de  $\theta$  sont comprises entre 0,9833 et 0,988. En conséquence, leurs résultats n'offrent pas de support empirique à l'hypothèse de substitution intertemporelle puisque la présence d'un  $\gamma$  négatif n'engendre que des effets de persistance. Kennan (1988) et Clark et Summers (1982) ont d'ailleurs obtenu des résultats semblables à l'aide d'approches différentes.

On doit souligner de plus que plusieurs auteurs (e.g. Lundberg 1985, Nakamura et Nakamura 1985 et Holtz-Eakin, Newey et Rosen 1988) ne peuvent rejeter

l'hypothèse que des variables retardées d'offre de travail influencent l'offre de travail courante lorsque celles-ci sont introduites dans une équation frischienne d'offre de travail telle que (14). Bien que ces résultats soient compatibles avec la présence de non-séparabilité intertemporelle, il faut se garder d'en tirer des conclusions hâtives. En effet, ces résultats peuvent être le fruit d'autres phénomènes: coûts d'ajustement des heures, processus de détermination des salaires en fonction de l'expérience, autocorrélation de chocs non observés sur les heures de travail (e.g. maladie).

En conclusion, on peut affirmer que les modèles d'offre de travail avec séparabilité intertemporelle peuvent difficilement expliquer la présence d'un faible ajustement des salaires et d'une forte variabilité des heures de travail dans le cycle économique. Cependant, l'introduction de non-divisibilité dans les heures de travail permet à ces modèles de mieux expliquer l'ajustement de l'offre de travail en termes d'entrées et sorties sur le marché du travail plutôt que d'heures de travail.

Par ailleurs, la majorité des tests de la séparabilité intertemporelle des préférences rejettent une telle hypothèse. Cependant, ces tests sont compatibles avec plusieurs hypothèses différentes qui engendrent un processus autorégressif sur les heures de travail. Finalement, les études en série chronologique décèlent en général des effets de persistance plutôt que des effets de substitution intertemporelle. A notre connaissance, seule l'étude de HKS utilisant des données longitudinales fournit un support empirique sérieux à l'hypothèse de substitution intertemporelle des préférences. En somme, cette théorie soulève encore de nombreuses controverses et l'on doit attendre d'autres études empiriques avant de porter un jugement plus définitif sur sa valeur explicative.

## 2. LES MODÈLES À RATIONNEMENT QUANTITATIF EXOGÈNE

Les modèles walrassiens recensés dans la section précédente font l'hypothèse que les individus sont toujours sur leur courbe d'offre de travail «notionnelle», c'est-à-dire qu'ils ne font face à aucune restriction quantitative sur leurs heures de travail. Ainsi, dans ces modèles, le chômage ne constitue qu'une des multiples formes que prend le temps hors travail. Comme le chômage ne dépend que des taux de salaire et des autres variables exogènes qui affectent l'offre de travail, on peut utiliser le théorème d'agrégation de Hicks de façon à définir un agrégat des activités hors travail.

Cependant, les controverses soulevées par les modèles walrassiens ainsi que les limites explicatives de ces modèles au niveau empirique ont conduit plusieurs chercheurs à explorer d'autres voies de recherche. De nombreux modèles théoriques ont émergé de ces travaux. Une caractéristique commune à ces modèles est l'hypothèse selon laquelle les taux de salaire ne transmettent pas toute l'information du marché du travail pertinente aux décisions d'offre de travail des individus.



Cette section portera sur le modèle non walrassien d'offre de travail le plus élémentaire, soit le modèle avec rationnement exogène. Plusieurs chercheurs qui ont retenu cette approche, en particulier Ashenfelter (1980) et Ham (1982, 1986a, 1986b), supposent que certains travailleurs font face à des contraintes quantitatives sur le marché du travail. Sur le plan théorique, nous avons présenté en introduction plusieurs justifications théoriques à la présence de telles contraintes. Au niveau empirique, la très forte concentration observée des heures hebdomadaires de travail entre 35 et 40 heures (e.g. Dickens et Lundberg 1985, Allie 1988) s'explique difficilement par les modèles walrassien d'offre de travail, à moins de supposer une forte concentration des préférences autour de cet intervalle ou la présence de coûts fixes de participation variant d'un individu à l'autre de façon à engendrer un tel phénomène. Enfin, selon certaines enquêtes, un pourcentage important des personnes interrogées déclarent subir des restrictions dans leurs heures de travail<sup>3</sup>. Ainsi, Kahn et Lang (1988) tirent le tableau suivant des résultats de l'Enquête sur les réductions de travail de Statistique Canada effectuée en juin 1985:<sup>4</sup>

HEURES DE TRAVAIL DÉSIRÉES EN RELATION AVEC LES HEURES OBSERVÉES

	Hommes syndiqués	Hommes non syndiqués	Femmes
désirent travailler plus	40,6	33,0	32,0
satisfaits	45,5	50,4	51,1
désirent travailler moins	13,8	16,6	16,9

SOURCE : Kahn et Lang (1988).

Selon ces résultats, plus de la moitié des personnes interrogées désiraient travailler un nombre d'heures différent de celui qu'elles ont effectué. Les chiffres de l'Enquête sur l'Activité effectuée par Statistique Canada pour 1986, bien que difficilement comparables à ceux de l'Enquête sur les réductions de travail, révèlent qu'une fraction significative des hommes et des femmes adultes de moins de 65 ans (respectivement 13,4 pour-cent et 12,9 pour-cent) se sont déclarés sous-employés en 1986 (Osberg et Phipps 1989).

Ham (1982, 1986a et 1986b) a proposé plusieurs tests visant à vérifier empiriquement l'hypothèse que les individus sont sur leur courbe d'offre notionnelle sans aucune contrainte quantitative sur leurs heures de travail. Le test de spécification le plus simple suppose un modèle d'offre de travail statique. L'équation (18) définit la fonction d'offre de travail désirée de l'individu  $i$ , qu'on suppose linéaire pour simplifier:

$$h^*_i = aw_i + x'_i B + \varepsilon_i \quad (18)$$

3. On doit cependant être très prudent dans l'interprétation de ces résultats en raison de leur caractère subjectif et non révélé par les comportements. On peut ainsi s'interroger sur l'interprétation des questions par les personnes interviewées (Pencavel 1986).

4. Le détail des questions est fourni dans l'article de Kahn et Lang (1988).

où  $x_i$  est un vecteur de variables exogènes autres que le taux de salaire  $w_i$ . Si l'individu  $i$  subit un rationnement quantitatif sur ses heures de travail, on aura :

$$h_i = aw_i + x_i' B - c_i + \varepsilon_i \quad (19)$$

où  $c_i$  mesure la différence entre ses heures désirées  $h_i^*$  et ses heures de travail réalisées  $h_i$ . Selon que  $c_i$  est positif ou négatif, l'individu subit une situation de sous-emploi ou de sur-emploi. Il est important de remarquer que l'économètre estime habituellement l'équation :

$$h_i = aw_i + x_i' B + u_i \quad (20)$$

où  $u_i = -c_i + \varepsilon_i$ . Même si  $\varepsilon_i$  est orthogonal aux variables explicatives, il n'est pas sûr que  $u_i$  le soit. En effet, si certains individus sont rationnés ( $c_i \neq 0$ ) et si leur rationnement est corrélé avec les variables explicatives, les estimateurs des moindres carrés de  $a$  et  $B$  ne seront pas convergents.

Il est en général impossible d'estimer directement (19) car  $c_i$  n'est pas observable. Ham (1986b) propose cependant le modèle suivant:  $c_i = \beta U_i$ , où  $U_i$  est une variable mesurant les heures chômées par l'individu (telles que rapportées dans l'enquête du PSID)<sup>5</sup>. L'équation (19) devient donc :

$$h_i = aw_i + x_i' B - \beta U_i + \varepsilon_i \quad (21)$$

En supposant que le modèle d'offre de travail désiré est bien spécifié, tester que les individus sont sur leur courbe d'offre de travail revient à tester l'hypothèse nulle:  $\beta = 0$ . La mise au point d'un tel test pose cependant de sérieux problèmes économétriques. D'une part, les erreurs de mesure sur  $U_i$  peuvent être corrélées avec les erreurs de mesure sur  $h_i$ , ce qui peut biaiser l'estimateur de  $\beta$ . D'autre part, sous l'hypothèse nulle,  $U_i$  est une variable endogène déterminée de façon simultanée avec les heures de travail, ce qui introduit en général une corrélation entre  $U_i$  et le terme d'erreur  $\varepsilon_i$ . On peut ainsi s'attendre à ce que les individus qui ont des préférences non observables très marquées pour le loisir soient plus susceptibles que d'autres de vivre des périodes prolongées de chômage. Dans un tel cas, le coefficient  $\beta$  estimé à l'aide de moindres carrés ordinaires sera positivement biaisé. En somme,  $U_i$  doit être traitée comme une variable endogène. Le problème dès lors est de trouver des instruments qui soient corrélés avec  $U_i$  et qui n'appartiennent pas à l'ensemble des variables explicatives des heures désirées, de façon à permettre l'identification du paramètre  $\beta$ . Selon Pencavel (1986), il n'en existe pas, de sorte qu'il est impossible de tester  $\beta = 0$ . Ham (1986b) utilise des variables de demande sur le marché du travail telles que le taux de chômage régional ainsi que les taux de chômage dans l'industrie et l'occupation dans lesquelles oeuvre l'individu. Dans le modèle de Ham, ces variables sont introduites en première différence puisqu'il retient un modèle d'offre de travail intertemporelle. De plus, dans certaines spécifications, ces variables sont retardées d'une période afin de traiter de façon

5. Le modèle ignore le sur-emploi dans sa version la plus simple. Le sous-emploi (sans chômage) peut facilement être introduit en utilisant le modèle suivant:  $c_i = \beta_1 U_i + \beta_2 S_i$ , où  $S_i$  est une variable reflétant la présence (ou la durée) de sous-emploi de l'individu  $i$ .

adéquate le problème découlant du fait que ces variables de chômage peuvent transmettre de l'information nouvelle qui modifie les choix d'offre de travail (via une modification du prix de l'utilité).

Dans la grande majorité des spécifications retenues par Ham, les  $\beta$  associés à la présence de chômage, de sous-emploi ou de durée du chômage sont positifs et significativement différents de zéro. On peut tirer deux conclusions différentes de ce résultat. Sous l'hypothèse maintenue que la fonction d'offre de travail désirée est bien spécifiée, on rejette le modèle walrassien d'offre de travail<sup>6</sup>. La conclusion alternative est bien sûr de remettre en question la modélisation de cette fonction, de façon à «réchapper» le modèle walrassien. Par exemple, on peut critiquer le modèle de Ham, en ce qu'il ne tient pas compte de la possibilité de non-séparabilité intertemporelle, de la présence de l'impôt progressif ou des variations de salaire durant l'année. Toutes ces omissions peuvent biaiser les estimateurs des  $\beta$ . C'est en ce sens que, selon Heckman et MaCurdy (1988), il est à toutes fins pratiques impossible de tester le modèle walrassien d'offre de travail. Tout en reconnaissant ce problème, Card (1987) juge que la contribution majeure de Ham (1986b) est de montrer que les variables de marché autres que les salaires influencent de façon significative les offres de travail individuelles. Ce résultat est clairement non walrassien. Osberg et Phipps (1989) confirment l'importance du taux de chômage industriel dans la détermination des semaines de travail des personnes employées tirées de l'Enquête sur l'Activité, de Statistique Canada. Cependant, leur modèle utilise des données en coupes transversales, de sorte qu'il peut exister un biais de sélection, dans la mesure où les personnes qui ont un goût marqué pour le loisir ont tendance à choisir des occupations où le taux de chômage est élevé.

Si les résultats de ces travaux suggèrent que des variables de demande de travail autres que le salaire affectent le nombre d'heures travaillées, on peut se demander si l'introduction de telles variables modifie la valeur des élasticités-salaire. Selon les résultats de Ham (1982, 1986b), Ball (1987) et Kahn et Lang (1988), ces élasticités seraient réduites en présence de variables de demande, mais de façon modeste (i.e. de l'ordre de 0,05 ou 0,1).

Jusqu'ici, les études recensées dans cette section analysent les conséquences d'un rationnement quantitatif sur l'offre de travail prise isolément. Cependant, il existe des modèles plus généraux où l'offre de travail d'un conjoint est déterminée de façon jointe avec d'autres décisions du ménage telles que l'offre de travail de l'autre conjoint ou les demandes pour les différents biens et services. Dans ce type de modèle, on doit tenir compte des effets de débordement de restrictions quantitatives sur les autres choix du ménage. L'analyse de ces effets permet en particulier de tester l'hypothèse du travailleur d'appoint («the added worker effect») selon laquelle une hausse du chômage ou du sous-emploi chez l'un des conjoints incite l'autre à hausser son offre de travail. Une telle analyse permet de plus d'étudier l'influence de la décision d'un des conjoints d'être absent du marché du travail, sur l'offre de travail de l'autre conjoint. En effet, lorsque la contrainte de non-négativité

---

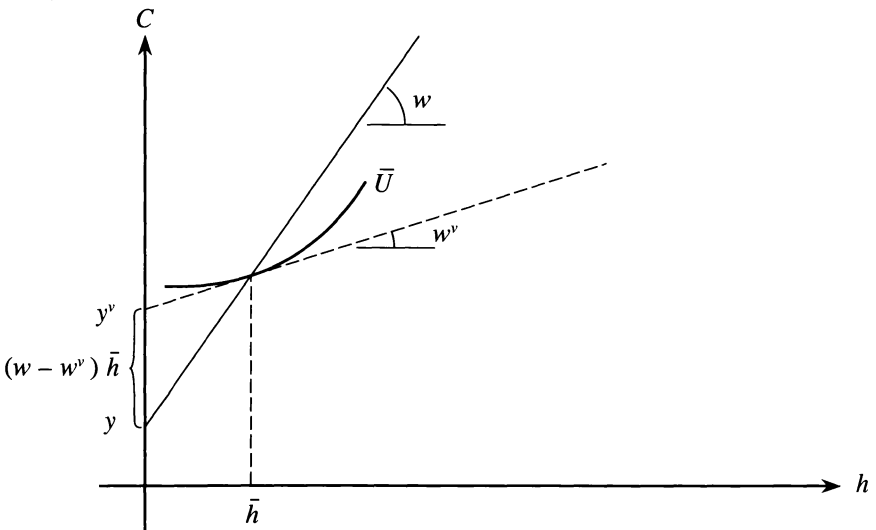
6. Flinn et Heckman (1983) arrivent à une même conclusion en adoptant une approche différente.

sur les heures de travail est respectée de façon stricte, elle équivaut à un rationnement égal à zéro des heures de travail.

Les fondements microéconomiques des systèmes de demande de biens et d'offre de travail en présence de rationnement quantitatif ont été développés entre autres par Neary et Roberts (1980) et Deaton et Muellbauer (1981). Au niveau de la théorie économétrique, on doit signaler les contributions de Wales et Woodland (1983), Lee et Pitt (1986) et Ransom (1987). Enfin, sur le plan empirique, Deaton (1981), Blundell et Walker (1982), Kooreman et Kapteyn (1986) et Ransom (1987) ont estimé des systèmes de demande avec rationnement quantitatif.

Dans leur version duale, l'idée de base de ces modèles est que le taux de salaire et le revenu hors travail de l'individu ou du ménage doivent être remplacés par des variables virtuelles, en présence d'un rationnement quantitatif sur les heures de travail. Le graphique I illustre simplement ce point dans le cas d'un individu dont les préférences sont définies sur la consommation  $C$  et sur les heures de travail  $h$  et qui subit un rationnement quantitatif contraignant de ses heures à  $\bar{h}$ . Ce niveau d'heures de travail et le niveau de consommation  $\bar{C} = w\bar{h} + y$  qui en résulte correspondent à ceux qu'aurait choisi librement l'individu, au taux de salaire virtuel  $w^v$  et au revenu hors travail virtuel  $y^v = y + (w - w^v)\bar{h}$ . Étant donné la fonction d'offre non contrainte de l'individu donnée par  $h = h(w, y)$ ,  $w^v$  est simplement obtenu de façon implicite en remplaçant  $h$  par  $\bar{h}$ ,  $w$  par  $w^v$  et  $y$  par  $y^v$  dans cette dernière équation:  $\bar{h} = h(w^v, y + (w - w^v)\bar{h})$ .  $w^v$  correspond en fait au taux marginal de substitution du loisir en termes de la consommation, calculé à  $(\bar{C}, \bar{h})$ .

GRAPHIQUE I  
TAUX DE SALAIRE ET REVENU HORS TRAVAIL VIRTUELS EN PRÉSENCE  
D'UN RATIONNEMENT SUR LES HEURES DE TRAVAIL



Les notions de salaire et de revenu hors travail virtuels prennent toute leur importance dans l'analyse des comportements d'offre de travail des conjoints dans un ménage. Supposons que le mari ( $m$ ) est rationné à  $h_m = \bar{h}_m$  et que le couple maximise une fonction d'utilité familiale néo-classique  $U = U(h_m, h_e, C)$  sous réserve de la contrainte budgétaire familiale statique:  $C \leq w_m h_m + w_e h_e + y$ , où  $e$  représente l'épouse. On montre (Neary et Roberts 1980) que l'offre de travail non compensée de l'épouse peut alors s'écrire:

$$h_e = h_e(w_m^v, w_e, y + (w_m - w_m^v)\bar{h}_m) \quad (22)$$

où le salaire virtuel du mari est défini implicitement par:

$$\bar{h}_m = h_m(w_m^v, w_e, y + (w_m - w_m^v)\bar{h}_m). \quad (23)$$

Les fonctions d'offre définies par (22) et (23) sont non contraintes de sorte qu'elles s'appliquent à la fois aux situations où il existe ou non un rationnement quantitatif sur  $h_m$ . (22) et (23) sont extrêmement utiles en pratique car en différenciant ce système par rapport à chacune des variables explicatives, on peut comparer les effets de ces variables sur  $h_e$  en présence ou en l'absence de rationnement. L'expression  $\partial h_e / \partial \bar{h}_m$  permet de plus d'évaluer l'effet du travailleur d'appoint. Dans l'exemple retenu, ce système d'équations illustre de plus l'importance sur le plan économétrique de distinguer deux régimes dans la formulation de la fonction de vraisemblance: celui où le mari n'est pas rationné (auquel cas  $w_m^v = w_m$  et  $y^v = y$ ) et celui où le mari est rationné (auquel cas  $w_m^v$  est calculé par (23) et  $y^v = y + (w_m - w_m^v)\bar{h}_m$ ). On peut aussi généraliser le modèle à plus de deux régimes (e.g. solutions de coin à  $h_e = 0$  ou  $h_m = 0$  ou rationnement de l'épouse). Enfin, (22) montre que, dans l'exemple retenu, les estimateurs de l'offre de travail des épouses seront biaisés, si l'on ne remplace pas le salaire des maris et le revenu hors travail par les variables virtuelles correspondantes, dans le cas où le mari subit un rationnement quantitatif. Ces biais peuvent donc s'interpréter en termes d'erreurs de mesure sur certaines variables explicatives. L'étude de Ramsom (1987) corrobore l'hypothèse que l'élasticité-salaire des hommes mariés varie selon que leur épouse participe ou non au marché du travail.

Notons finalement que l'un des intérêts des modèles à rationnement quantitatif exogène est de permettre la construction de mesures métriques des coûts en bien-être associés à la présence de restrictions sur les heures de travail (Fortin et Bernier 1988).

### 3. LES MODÈLES HÉDONISTES D'OFFRE DE TRAVAIL

Les modèles analysés dans la section précédente supposent que le rationnement quantitatif subi par l'individu est exogène ou du moins qu'il ne peut être affecté directement par ses choix. A l'opposé, les modèles hédonistes d'offre de travail

---

7. Dans le cas d'une solution de coin à  $h_i = 0$  ( $i = e, m$ ), le salaire virtuel correspond au salaire de réserve et le revenu hors travail virtuel est égal au revenu hors travail puisque la correction  $(w_i - w_i^v)h_i$  est nulle.

supposent que l'individu choisit dans l'ensemble des occupations auxquelles il peut prétendre celle qui lui impose un rationnement optimal. Ces modèles se fondent entre autres sur les travaux de Rosen (1974, 1986) et ont été appliqués formellement au choix des heures de travail par Kinoshita (1987). Nous traiterons d'abord du modèle de certitude parfaite pour ensuite discuter brièvement des modèles qui introduisent de l'incertitude (e.g. qui tiennent compte du risque de chômage).

Les hypothèses de base du modèle de certitude parfaite sont les suivantes:

- (1) Chaque occupation est définie par un vecteur  $(w, h, z)$  où  $z$  définit un vecteur d'attributs autres que le taux de salaire  $w$  et les heures de travail  $h$ . (Nous n'affectons pas ces variables d'indices pour simplifier la notation). On suppose donc que, pour des raisons telles que la présence de coûts fixes ou de complémentarité des tâches, les entreprises ne sont pas indifférentes au niveau des heures de travail fournies par leurs travailleurs. Une fois que l'individu a choisi une occupation particulière, il ne peut influencer le niveau des heures de travail dans cette occupation (on ignore en particulier l'absentéisme).
- (2) L'individu a de l'information complète sur les différentes occupations qui lui sont accessibles.
- (3) On ignore les coûts de mobilité entre les occupations.
- (4) Compte tenu de ses caractéristiques individuelles  $v$  (niveau de scolarité, habileté, expérience,...), l'individu a accès à un continuum d'occupations définissant une «fonction de salaire hédoniste» non- linéaire donnée par:

$$w = w(h, z, v) \quad (24)$$

On suppose ici que l'éq. (24) est une donnée du marché pour l'individu. En fait, en supposant que les entreprises maximisent leurs profits et que ceux-ci sont nuls à long terme dans un marché de concurrence parfaite, on montre (Rosen 1986) que l'éq. (24) correspond à la courbe d'enveloppe des courbes de profits nuls des entreprises. Notons que le signe de  $w_h$  est indéterminé *a priori*.

- (5) On suppose que l'individu ne peut occuper plusieurs emplois dans la même période. Cette hypothèse rend les heures de travail indivisibles. La possibilité pour l'individu de cumuler sans coût le nombre d'emplois qu'il désire rendrait le modèle identique au modèle conventionnel d'offre de travail dans lequel on suppose implicitement la divisibilité des heures de travail (Kinoshita 1987).
- (6) L'individu maximise une fonction d'utilité statique  $U = U(C, h)$ , sous réserve de la contrainte budgétaire

$$C = wh + y \quad (25)$$

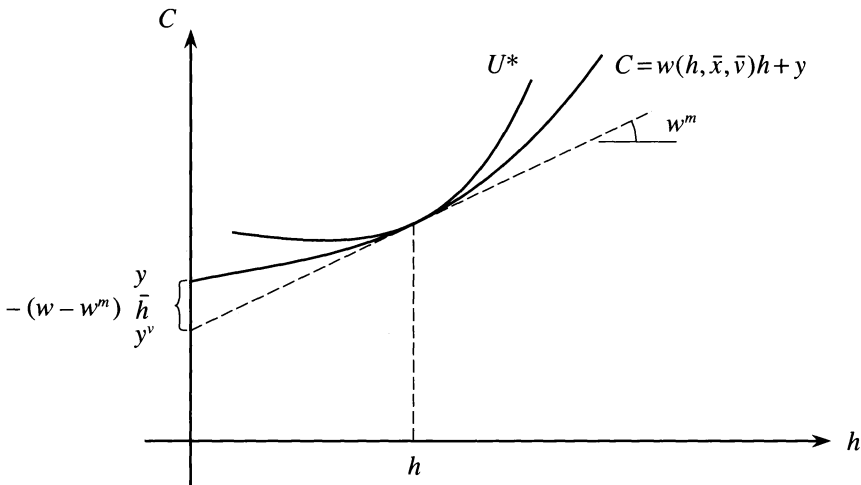
et de la fonction de salaire hédonique (24). En supposant une solution intérieure, l'équation suivante est respectée à l'optimum:

$$h = h(w^m, y + (w - w^m) h) \quad (26)$$

où  $w^m = w(h, z, v)(1 + \eta(h, z, v)) > 0$ . (27)

Dans (27),  $w^m$  est le salaire marginal de l'individu, i.e.  $= \partial(wh)/\partial h$ , et  $\eta$  est l'élasticité de la fonction de salaire hédonique par rapport à  $h$ . Comme  $w^m$  doit être positif à l'optimum, on doit donc avoir  $\eta > -1$ . Ce résultat implique que l'élasticité  $\eta^{-1}$  des heures de travail par rapport au taux de salaire, évaluée sur la courbe de salaire hédonique, doit être soit positive, soit inférieure à -1 (Kinoshita 1987). L'équation (26) peut s'interpréter comme une fonction d'offre de travail non compensée obtenue en linéarisant la contrainte budgétaire de l'individu à l'optimum (voir Graphique II). On peut tirer deux conclusions des équations (26) et (27). D'une part, si l'on désire estimer (26), on doit remplacer le salaire et le revenu hors travail par le salaire marginal et le revenu hors travail virtuel  $y^v = y + (w - w^m)h$ . En effet, l'utilisation du premier ensemble de variables conduit à des erreurs de mesure susceptibles d'engendrer des biais dans l'estimation. D'autre part, le taux de salaire du marché du travail n'est pas une statistique exhaustive de l'information requise pour estimer l'offre de travail. En effet, l'équation (27) montre que le calcul du taux de salaire marginal exige la connaissance de la fonction de salaire hédoniste. C'est en ce sens que le modèle hédonique d'offre de travail est non walrassien.

GRAPHIQUE II  
 LINÉARISATION DE LA CONTRAINTE BUDGÉTAIRE  
 À L'OPTIMUM DANS UN MODÈLE HÉDONISTE



Il existe malheureusement peu d'études empiriques qui ont cherché à estimer les équations (25) et (26). Rosen (1976) a estimé une relation positive importante entre les salaires et les heures de travail dans le cas des femmes mariées. Lundberg (1985) conclut aussi que le taux de salaire est positivement mais faiblement relié aux heures de travail dans le cas d'un échantillon d'hommes adultes. De plus, à l'aide d'un test de causalité de Granger utilisant des données longitudinales, elle ne peut rejeter l'hypothèse d'un lien de causalité allant des heures de travail au taux

de salaire. Cependant, son approche économétrique a été critiquée par Holtz-Eakin, Newey et Rosen (1988). A partir de méthodes d'autorégressions vectorielles sur des données longitudinales, ceux-ci ne peuvent rejeter l'hypothèse que les heures retardées n'appartiennent pas à l'équation de salaire. Ils en concluent que s'il existe une fonction de salaire hédoniste, celle-ci ne relie que les salaires et les heures de la même période.

D'autres études ont relâché certaines des hypothèses du modèle hédoniste d'offre de travail. Dickens et Lundberg (1985) ont modifié l'hypothèse 4 selon laquelle l'individu a accès à un continuum d'emplois. Ils supposent plutôt qu'à chaque période, l'individu choisit de façon optimale parmi un nombre endogène limité d'occupations tirées d'une distribution de probabilité générée par le marché. Selon leur approche, les chances de tirer un emploi offrant entre 35 et 40 heures de travail peuvent être très supérieures à celles de tirer un emploi offrant par exemple entre 25 et 30 heures. Pour simplifier le modèle, les auteurs posent cependant l'hypothèse que tous les emplois accessibles à l'individu offrent le même salaire, ce qui élimine les heures de travail  $h$  comme argument de la fonction de salaire hédoniste (24). Néanmoins, leur approche nous semble particulièrement prometteuse. Dans leur échantillon, les élasticités salaires non compensées sont réduites de façon drastique lorsqu'ils introduisent ce type de rationnement dans le modèle conventionnel d'offre de travail. Ce résultat va à l'encontre de ceux, par exemple, de Ham (1982) et Kahn et Lang (1988). Les travaux de Dickens et Lundberg permettent également d'améliorer de façon très appréciable les prévisions sur les heures de travail observées. Leurs résultats suggèrent enfin la présence d'un rationnement substantiel des heures, soit une différence moyenne (en valeur absolue) de 10 heures par semaine entre les heures désirées et les heures observées.

Alors que le modèle hédoniste suppose l'absence d'emplois multiples, d'autres approches (e.g. Lemieux 1988) permettent au contraire à certains individus de cumuler plusieurs occupations durant la période. Ce sera le cas par exemple de personnes qui ont un ou plusieurs emplois «secondaires» ou qui travaillent au noir à leur compte pour plusieurs employeurs. Ce type de modèle peut générer une relation salaire moyen - heures de travail semblable à celle que l'on retrouve dans les modèles hédonistes. Ainsi, si l'on suppose que les emplois les plus rémunérateurs sont postulés en premier, on observera sur la période une relation négative entre le salaire moyen et les heures travaillées. Selon certains résultats de Lemieux, l'élasticité du taux de salaire moyen par rapport aux heures varierait entre -0,2 et -0,45 dans un échantillon de personnes travaillant au noir tiré de l'enquête de Fortin et Fréchette (1987).

Dans les modèles hédonistes discutés jusqu'ici, il y a certitude parfaite quant aux heures de travail imposées dans l'emploi choisi. Il s'est développé récemment une littérature qui élargit cette approche au cas où le risque de chômage ou de sous-emploi varie d'une occupation à l'autre. On essaie en particulier de vérifier si les emplois dans lesquels on observe des niveaux espérés et des variances élevés de chômage engendrent des différences de salaire compensatoires. Comme Card (1987) a déjà présenté une recension assez exhaustive de ces études, nous nous



contenterons d'en tirer brièvement les principales conclusions. Dans l'ensemble, les études d'Abowd et Ashenfelter (1981, 1984), de Topel (1984), de Murphy et Topel (1987) et d'Altonji et Paxson (1986, 1988) ne semblent pas appuyer de façon très convaincante l'hypothèse de différences de salaire compensatoires reliées au niveau espéré et au risque de chômage selon les emplois. En général, les coefficients estimés sont faibles et ont peu de pouvoir explicatif. Comme le suggère Hall (1988), la principale difficulté de ce type d'études est de contrôler pour l'ensemble des attributs des différents emplois. Dans la mesure où les attributs non observables sont corrélés avec les variables de chômage, il en résulte des biais systématiques dans les estimations. D'ailleurs, il existe un certain nombre de problèmes dans ces études qui suggèrent la présence d'erreurs de spécification. Ainsi, dans les travaux d'Abowd et d'Ashenfelter (1981) et de Topel (1984), on estime un taux de remplacement du salaire par l'assurance-chômage excédant largement 100 pour-cent.

#### 4. OFFRE DE TRAVAIL ET CONTRATS IMPLICITES

La spécificité et l'idiosyncrasie des relations d'emploi sur certains marchés du travail encouragent les négociations bilatérales entre l'employeur et le travailleur de façon à partager les risques et le rendement des investissements communs. Il en découle des ententes *ex ante* qui peuvent être explicites (e.g. cas d'un syndicat) ou implicites. Ces contrats spécifient en particulier les heures de travail et les salaires dans chaque état de la nature, du moins lorsque ceux-ci sont d'information publique (i.e. observables sans coût par les parties). Les modèles discutés dans cette section peuvent être interprétés comme une généralisation des modèles hédonistes au cas où l'on permet des contrats contingents.

Rosen (1985) et Abowd et Card (1987) ont présenté une analyse comparative du modèle d'offre de travail walrassien et du modèle de base de contrat implicite avec heures de travail endogènes. Dans cette section, nous discuterons du modèle théorique de Rosen et du test empirique d'Abowd et Card visant à discriminer entre les deux modèles.

Supposons qu'une entreprise négocie un contrat avec un travailleur. Pour simplifier, on suppose que la fonction de production de l'entreprise est linéaire et donnée par  $Q = \rho h$  où  $\rho$  est la productivité des heures de travail  $h$  de l'individu.  $\rho$  est une variable aléatoire dont la valeur varie selon les états de la nature.

Supposons maintenant que la fonction d'utilité du travailleur soit concave et donnée par  $U = U(C, h)$ . Dans un marché walrassien de concurrence et en ignorant le revenu hors travail de l'individu, l'offre de travail sera simplement donnée *ex post* par  $h = h(\rho)$ . Le signe de  $h'$  dépendra de l'importance des effets de substitution et de revenu. On a de plus  $C = C(\rho)$  avec  $C' > 0$  si la consommation est un bien normal. Enfin, la fonction d'utilité indirecte  $v = v(\rho)$  est telle que  $v' > 0$ . De par la contrainte budgétaire  $C = \rho h$ , une propriété intéressante de ce modèle est la suivante:

$$\frac{\partial \log C}{\partial \log \rho} = \frac{\partial \log h}{\partial \log \rho} + 1 > \frac{\partial \log h}{\partial \log \rho} . \quad (28)$$

Une conséquence de (28) est que, dans la mesure où la courbe d'offre a une pente positive, la variation relative des revenus salariaux à des chocs de  $\rho$  sera plus élevée que celle des heures de travail.

Dans ce modèle, on suppose que le travailleur subit le risque, i.e. il ne peut s'assurer contre des variations de  $\rho$ . Cependant, dans une économie où les entreprises peuvent s'assurer mutuellement contre les risques diversifiables par le partage de ces risques et en supposant que les travailleurs sont riscophobes (concavité de  $U(\cdot)$ ), il existe un gain pour les deux parties à ce que le contrat de travail offre implicitement une assurance au travailleur contre les fluctuations de son bien-être, moyennant une prime à payer. Ce contrat spécifiera *ex ante* et pour chaque état de la nature le vecteur  $(C(\rho), h(\rho))$ . En supposant que les travailleurs satisfont aux axiomes de von Neuman-Morgenstern, que les entreprises sont neutres au risque et que leurs profits espérés sont nuls à long terme, la concurrence sur le marché des contrats permettra de résoudre le programme suivant:

$$\text{Max}_{h(\rho), C(\rho)} \int U(C(\rho), h(\rho)) f(\rho) d\rho \quad (29)$$

sous réserve que

$$\int [\rho h(\rho) - C(\rho)] f(\rho) d\rho = 0 \quad (30)$$

où  $f(\rho)$  est la fonction de densité de  $\rho$ . La résolution point par point de ce programme donne les conditions de premier ordre suivantes (où  $\lambda$  est le multiplicateur de Lagrange associé à (30)):

$$U_c(C(\rho), h(\rho)) = -\lambda \quad (31)$$

$$U_h(C(\rho), h(\rho)) = \rho \lambda \quad (32)$$

L'équation (31) correspond à la condition d'assurance complète de Borch selon laquelle l'utilité marginale de la consommation est la même dans tous les états de la nature. De plus, le rapport de (32) sur (31) montre qu'à l'optimum le taux marginal de substitution du loisir en termes de consommation est égal à la productivité marginale du travail:  $-U_h/U_c = \rho$ .

Les équations (31) et (32) peuvent être résolues pour les fonctions frischiennes d'heures de travail et de consommation pour chaque état de la nature  $\rho$ . En différentiant ces équations, on obtient:

$$h'(\rho) = \lambda U_{cc} / \Delta \quad (33)$$

$$C'(\rho) = -\lambda U_{ch} / \Delta \quad (34)$$

avec  $\Delta = (U_{cc} U_{hh} - U_{ch}^2) > 0$  en raison de la concavité de  $U(\cdot)$ .

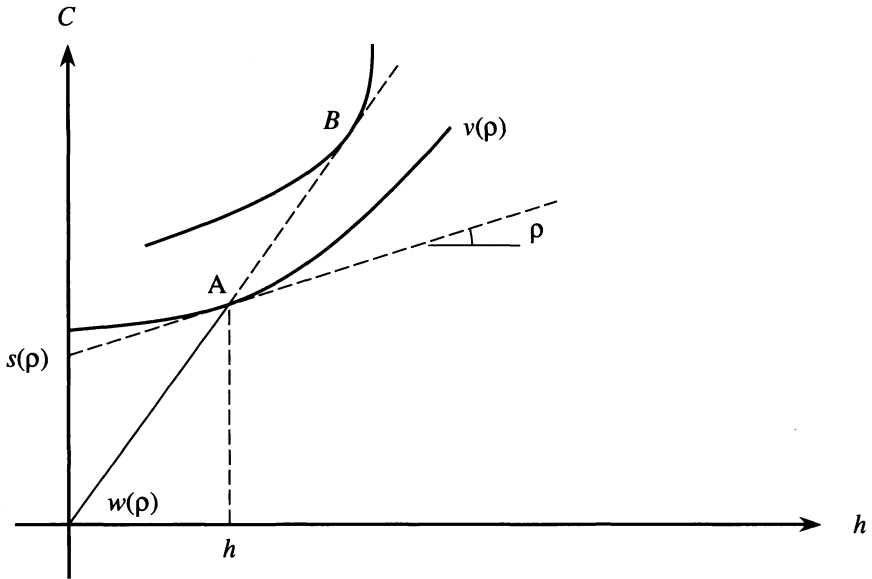
Les principales conclusions de ce modèle sont les suivantes:

- a) Comme  $\lambda < 0$  et  $U_{cc} < 0$  (concavité de  $U(\cdot)$ ), on a:  $h'(\rho) > 0$ . Le contrat prévoira donc une hausse des heures de travail dans les états de la nature plus favorables.

L'intuition derrière ce résultat est que l'assurance a tendance à éliminer les effets de revenu associés aux différents états de la nature. En conséquent, il ne reste qu'un effet de substitution (ou, plus précisément, un effet à prix d'utilité constant). Il devient donc efficace que l'individu travaille de plus longues heures lorsque sa productivité marginale est plus élevée. On s'attendra donc à ce que la variance des heures de travail en réponse à des chocs de productivité excède celle qui est observée dans le cas d'un marché walrassien où les effets de revenu ont un rôle à jouer.

- b) Le signe de  $C'(\rho)$  est ambigu car il dépend de  $U_{ch}$ . Ce n'est que lorsque la fonction d'utilité est séparable dans  $C$  et  $h$  que  $C'(\rho) = 0$ . Dans ce cas, la consommation sera indépendante de l'état de la nature.
- c) En l'absence d'autres instruments à la disposition des parties, le salaire joue deux rôles dans le modèle: il détermine l'affectation des heures de travail et il assure le travailleur contre les risques diversifiables. Selon les termes de Rosen, on peut interpréter le salaire comme étant le résultat d'une tarification à double composante: une composante «assurance» qui fixe un transfert forfaitaire (+ ou -) contingent à la réalisation de l'état de la nature et une composante «salaire marginal» qui fixe les heures de travail. La première composante  $s(\rho)$  provient de la dissociation entre la consommation et la production du travailleur que permet l'assurance implicite offerte par l'employeur:  $s(\rho) = C(\rho) - \rho h(\rho)$ . Dans un marché walrassien, on a  $s(\rho) = 0$ , puisque la consommation doit être égale à la valeur de la production du travailleur.  $s(\rho)$  joue le même rôle qu'un revenu hors travail dans le modèle conventionnel d'offre de travail. On montre aisément que  $s'(\rho) < 0$  si le loisir est un bien normal.
- d) En raison de cette tarification à double composante, il existe des erreurs de mesure dans la construction des variables de taux de salaire horaire et de revenu hors travail qui sont utilisées habituellement dans l'estimation des fonctions d'offre de travail. Le Graphique III illustre le problème. Supposons que l'état de la nature corresponde à une productivité marginale du travail de  $\rho$ . Le contrat fixera l'utilité indirecte du travailleur à  $v(\rho)$ , avec des heures de travail et un niveau de consommation illustrés par le point A. En effet, à ce point, on a  $-U_h/U_c = \rho$ .  $s(\rho)$  est donné par l'ordonnée à l'origine de la droite tangente à la courbe d'indifférence passant par le point A. L'offre de travail non compensée conventionnelle associée à cet optimum est donnée par  $h = h(\rho, s(\rho))$  et non par  $h(w(\rho), 0)$  tel qu'estimé par l'économètre et où  $w$  est le salaire mesuré. Ces erreurs de mesure sont susceptibles de créer des biais dans les estimations. Il est cependant très difficile au niveau empirique d'éliminer ce biais, car cela exigerait la connaissance des deux composantes du salaire. On remarquera à cet égard que ce modèle est non walrassien puisque le salaire observé  $w$  n'est pas une statistique exhaustive de l'information requise pour estimer sans biais la fonction d'offre de travail.

GRAPHIQUE III  
CONTRAT IMPLICITE ET HEURES DE TRAVAIL



- e) Le Graphique III illustre de plus la possibilité que l'individu se déclare rationné *ex post* sur le marché du travail bien que ce rationnement reflète un contrat optimal *ex ante*. Ainsi, *ex post*, l'individu se retrouve en A, alors qu'il désirerait travailler un nombre d'heures plus élevées, i.e. atteindre le point B.
- f) Les équations (33) et (34) permettent de comparer la variabilité relative de la consommation et des heures de travail à des chocs de productivité dans le modèle de contrat implicite. En exprimant les expressions de gauche en termes d'élasticité, on obtient:

$$\frac{\partial \log C}{\partial \log \rho} = \left[ \frac{\partial \log h}{\partial \log \rho} \right] \gamma > \frac{\partial \log h}{\partial \log \rho} \quad (35)$$

où  $\gamma = - \frac{h U_{ch}}{C U_{cc}} \approx - \frac{1}{\rho} \frac{U_{ch}}{U_{cc}} < 1$  si le loisir est normal. L'approximation

vient de ce que  $E(C) = E(\rho h)$  par (30).

La comparaison de (28) et de (35) permet de confronter empiriquement le modèle walrassien et le modèle de contrat implicite. En effet, si on suppose que le loisir est un bien normal, la variabilité relative de la consommation en présence de chocs de  $\rho$  est inférieure à celle des heures, dans le cadre du modèle de contrat

implicite. Or, on obtient exactement la prévision contraire, dans le cas du modèle walrassien. Abowd et Card (1987) ont développé un test empirique de ces hypothèses alternatives à partir d'un modèle généralisant celui de Rosen à un environnement intertemporel tenant compte de l'épargne et à l'aide de données longitudinales tirées du PSID. Leur analyse distingue les individus qui conservent le même employeur durant toutes les années de ceux qui changent d'employeurs. La théorie des contrats implicites ne devrait en effet s'appliquer qu'au premier groupe

d'individus. Selon leurs résultats,  $\frac{\partial \log C}{\partial \log \rho} \approx \frac{\partial \log h}{\partial \log \rho}$ . En d'autres mots, les change-

ments relatifs dans les gains salariaux et les heures de travail sont sensiblement les mêmes, ce qui tend à rejeter la théorie des contrats implicites. Toutefois, ce résultat conduit aussi au rejet du modèle walrassien d'offre de travail, à moins de supposer une élasticité d'offre de travail intertemporelle extrêmement élevée. En effet, dans ce cas, les taux de salaires seraient peu affectés par les chocs de productivité. Selon Abowd et Card, une alternative plus prometteuse est de supposer que les contrats sont à salaire fixe comme dans les modèles hédonistes avec risque de sous-emploi (e.g. Abowd et Ashenfelter 1981). Cependant, on a vu plus haut que ces modèles n'ont pas donné des résultats très convaincants jusqu'ici. Les modèles dynamiques à salaire fixe *ex ante* développés entre autres par Taylor (1980) peuvent fournir une autre voie de recherche, bien que certains tests empiriques récents (e.g. Ragan 1988) semblent rejeter cette approche. En somme, l'étude d'Abowd et Card offre un autre exemple de résultats en quête de théorie!

## 5. CONCLUSION

Les modèles conventionnels d'offre de travail intertemporelle soulèvent deux problèmes empiriques fondamentaux. D'une part, ils n'expliquent qu'une très faible partie de la variabilité des heures de travail entre les individus et entre les périodes. D'autre part, ils permettent difficilement d'interpréter les cycles économiques comme des mouvements le long de courbes d'offre de travail à court terme. En effet, les élasticités intertemporelles d'offre de travail qui ont été estimées sont en général trop faibles pour appuyer cette théorie.

Ces difficultés ont conduit des chercheurs à explorer des voies de recherche différentes. Tout en conservant le paradigme walrassien d'équilibre, certains ont relâché l'hypothèse usuelle de séparabilité intertemporelle des préférences pour le loisir. Les tests empiriques effectués dans ces études permettent en effet de rejeter cette hypothèse. Cependant, il n'est pas clair que les résultats obtenus appuient l'approche walrassienne du cycle économique. Alors qu'une étude récente effectuée à l'aide de données longitudinales semble corroborer la présence d'une substituabilité intertemporelle des heures de travail, d'autres analyses révèlent plutôt la dominance d'effets de persistance intertemporelle. Or, ce dernier phénomène n'est pas compatible avec une explication du cycle fondée sur la présence d'élas-

ticités d'offre de travail de court terme supérieures à celles observées à long terme. On doit donc attendre d'autres études empiriques avant de porter un jugement plus définitif sur la portée de cette approche.

D'autres chercheurs ont adopté une approche non walrassienne en supposant que des variables de demande de travail autres que les salaires pouvaient influencer les heures travaillées. Les tests effectués dans le cadre de modèles avec rationnement quantitatif exogène corroborent en général l'hypothèse que des variables d'emploi caractérisant le marché du travail d'un individu ont un impact statistiquement significatif sur ses heures de travail. L'interprétation de ces tests est cependant délicate: ceux-ci sont effectués sous l'hypothèse maintenue que la fonction d'offre de travail désirée est bien spécifiée. Or, cette hypothèse peut facilement être critiquée. Ainsi, on ignore en général la possibilité d'une non-séparabilité intertemporelle des préférences, ce qui peut biaiser les tests de rationnement quantitatif. La mise au point de tels tests en l'absence de l'hypothèse de séparabilité nous semble une voie de recherche difficile mais prometteuse.

Certaines études ont cherché à expliquer le rationnement individuel des heures de travail en adoptant l'approche hédoniste ou celle des contrats implicites. Jusqu'ici cependant, les résultats sont assez mitigés. D'une part, ces recherches semblent confirmer la présence d'une contrainte de marché en termes de salaire et d'heures de travail espérées à laquelle doit faire face le travailleur individuel. Néanmoins, elles ne semblent pas corroborer la présence d'une différence très significative de salaire compensatoire associée au niveau et à la variance du rationnement quantitatif. Ces analyses doivent cependant être considérées comme très préliminaires, puisqu'en l'absence de données pertinentes, l'économètre ne peut contrôler pour l'ensemble des attributs des différents emplois. D'autre part, sur le plan théorique, la construction de modèles hédonistes d'offre de travail où l'on introduit de l'information incomplète et des coûts de mobilité nous semble une voie de recherche particulièrement intéressante.

Les tests empiriques des modèles de contrats implicites n'en sont qu'à leur début et n'ont porté que sur des versions très rudimentaires de ces modèles. Les tests effectués jusqu'ici sur le rôle des contrats aux fins d'assurance des travailleurs ne semblent pas très concluants. Comme le souligne Card (1987), l'un des problèmes fondamentaux auxquels est confronté l'économètre qui désire tester ce type de modèle, est l'absence de micro-données détaillées offrant de l'information à la fois sur les travailleurs et les entreprises qui les embauchent. A notre avis, la disponibilité de telles données permettrait de faire progresser de façon substantielle nos connaissances sur le comportement des offreurs et des demandeurs sur le marché du travail.

#### BIBLIOGRAPHIE

ABOWD, J.M. et O. ASHENFELTER (1981), «Anticipated Unemployment, Temporary Layoffs and Compensating Wage Differentials», dans *Studies in Labor Markets*, édité par Sherwin Rosen, Chicago, University of Chicago Press, 141-70.

- \_\_\_\_\_ (1984), «Compensating Wage and Earnings Differentials for Employer Determined Hours of Work», mimeo, Industrial Relations Section, Princeton University.
- ABOWD, J.M. et D. CARD (1987), «Intertemporal Labor Supply and Long-Term Employment Contracts», *American Economic Review*, 77, 50-68.
- AKERLOF, G.A. et J.L. YELLEN (1986), *Efficiency Wage Models and the Labor Market*, Cambridge: Cambridge University Press.
- ALLIE, E., *La production domestique et les contraintes institutionnelles: une analyse de l'offre de travail des femmes mariées*, Thèse de doctorat, Université de Montréal, 1988.
- ALOGOUSKOUFIS, G. (1987), «On Intertemporal Substitution and Aggregate Labor Supply», *Journal of Political Economy*, 95, 938-60.
- ALTONJI, J.G. (1982), «The Intertemporal Substitution Model of Labor Market Fluctuations: an Empirical Analysis», *Review of Economic Studies*, 49, 783-824.
- \_\_\_\_\_ (1986), «Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data», *Journal of Political Economy*, 94, S176-S215.
- ALTONJI, J.G. et C. PAXSON (1986), «Job Characteristics and Hours of Work, dans *Research in Labor Economics*, Vol. 8, édité par R. Ehrenberg, Greenwich, Conn.: JAI Press.
- \_\_\_\_\_ (1988), «Labor Supply Preferences, Hours Constraints, and Hours-Wage Trade-offs», *Journal of Labor Economics*, 6, 254-76.
- ASHENFELTER, O. (1980), «Unemployment as Disequilibrium in a Model of Aggregate Labor Supply», *Econometrica*, 48, 547-84.
- \_\_\_\_\_ (1984), «Macroeconomic Analyses and Microeconomic Analyses of Labor Supply», dans *Essays on Macroeconomic Implications of Financial and Labor Markets and Political Processes*, édité par K. Brunner et A. Meltzer, Carnegie-Rochester Series on Public Policy, 21, Amsterdam: North-Holland, 117-56.
- BALL, L. (1987), «Intertemporal Substitution and Constraints on Labor Supply: Evidence from Panel Data», mimeo.
- BARSKY, R.B. et J.A. MIRON (1989), «The Seasonal Cycle and the Business Cycle», *Journal of Political Economy*, 3, 97, 503-34.
- BILS, M. (1987), «The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price», *American Economic Review*, 838-55.
- BLUNDELL, R. et I. WALKER (1982), «Modelling the Joint Determination of Household Labor Supplies and Commodity Demands», *Economic Journal*, 92, 351-64.
- \_\_\_\_\_ (1986), «A Life-Cycle Consistent Empirical Model of Family Labor Supply Using Cross-section Data», *Review of Economic Studies*, III, 539-58.
- BROWNING, M., A. DEATON et M. IRISH (1985), «A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life Cycle», *Econometrica*, 53, 503-44.

- BURTLESS, G. et R. HAVEMAN (1985), «Taxes, Transfers and Labor Supply: the Evolving Views of U.S. Economists», *IRP Discussion Paper #778-85*, University of Wisconsin-Madison.
- CARD, D. (1987), «Supply and Demand in the Labor Market», *Working Paper #228*, Industrial Relations Section, Princeton University.
- \_\_\_\_\_ (1988), «Empirical Tests of Labor-Market Equilibrium: an Evaluation, a Comment», dans *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 28, édité par K. Brunner et A. Meltzer, 259-67.
- CHAMBERLAIN, G. (1983), «Panel Data», dans *Handbook of Econometrics, Volume II*, édité par Z. Griliches et M. Intriligator, Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- CLARK, K.E. et L.H. SUMMERS (1982), «Labor Force Participation: Timing and Persistence», *Review of Economic Studies*, 825-44.
- COLEMAN, T. (1984), *Essays on Aggregate Labor Market Business Cycle Fluctuations*, Ph.D. Thesis, University of Chicago.
- DEATON, A. (1981), «Theoretical and Empirical Approaches to Consumer Demand under Rationing», dans *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior*, édité par A. Deaton, New-York: Cambridge University Press.
- DEATON A. et J. MUELLBAUER (1981), «Functional Forms for Labor Supply and Commodity Demands with and without Quantity Restrictions», *Econometrica*, 49, 1521-32.
- DICKENS, W.T. et S.J. LUNDBERG (1985), «Hours Restrictions and Labor Supply», *NBER Working Paper n. 1638*.
- DUNCAN, G. et D. HILL (1986), «An Investigation of the Extent and the Consequences of Measurement Errors in Labor-Economic Survey Data», *Journal of Labor Economics*, 4, 508-32.
- EICHENBAUM, M., L.P. HANSEN et K.J. SINGLETON (1988), «A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice Under Uncertainty», *Quarterly Journal of Economics*, 51-78.
- FELTEAU, C. (1988), «Labor Supply and Taxes in Ontario», mimeo, Département de science économique, UQAM.
- FLINN, C.J. et J.J. HECKMAN (1983), «Are Unemployment and Out of the Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States?», *Journal of Labor Economics*, 1, 28-42.
- FORTIN, B. et A. BERNIER (1988), «The Welfare Cost of Unemployment in Québec: Harberger's Triangle Meets Olsun's Gap», *Canadian Journal of Economics*, 161-81.
- FORTIN, B. et P. FRÉCHETTE (1987), «The Size and Determinants of the Underground Economy in Québec», mimeo, Université Laval.
- GHEZ, G.R. et G.S. BECKER (1975), *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*, New-York: NBER.



- HALL, R.E. (1978), «Stochastic Implications of the Life-Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy*, 86, 971-87.
- \_\_\_\_\_ (1980), «Labor Supply and Aggregate Fluctuations», dans K. Brunner et A. Meltzer, édés., *On the State of Macroeconomics*, Carnegie-Rochester Conference on Public Policy XII, Amsterdam: North-Holland.
- \_\_\_\_\_ (1982), «The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy», *American Economic Review*, 72, 716-24.
- \_\_\_\_\_ (1988), «Substitution over Time in Work and Consumption», *NBER Working Paper n. 2789*.
- HAM, J. (1982), «Estimation of a Labor Supply Model with Censoring Due to Unemployment and Underemployment», *Review of Economic Studies*, 49.
- \_\_\_\_\_ (1986a), «On the Interpretation of Unemployment in Empirical Labor Supply Analysis», dans *Unemployment, Search and Labor Supply*, édité par R. Blundell et I. Walker, Cambridge: Cambridge University Press.
- \_\_\_\_\_ (1986b), «Testing Whether Unemployment Represents Intertemporal Labor Supply Behavior», *Review of Economic Studies*, 53, 559-78.
- HANSEN, L.P. et K. SINGLETON (1982), «Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models», *Econometrica*, 50, 1269-89.
- HAUSMAN, J.A. (1985), «Taxes and Labor Supply» dans *Handbook of Public Finance*, édité par A. Auerbach et M. Feldstein, New-York: North-Holland.
- \_\_\_\_\_ (1985), «The Econometrics of Nonlinear Budget Sets», *Econometrica*, 53, 1255-82.
- HAVEMAN, R., B. WOLFE et J. WARLICK (1984), «Disability Transfer, Early Retirement and Retrenchment», dans *Retirement and Economic Behavior*, édité par H. Aaron et G. Burtless, Washington: The Brookings Institution.
- HECKMAN, J.J. (1979), «Sample Selection Bias as a Specification Error», *Econometrica*, 47, 153-61.
- HECKMAN, J.J. et M.R. KILLINGSWORTH (1986), «Female Labor Supply: a Survey», dans *Handbook of Labor Economics*, édité par O. Ashenfelter et R. Layard, Amsterdam: North-Holland.
- HECKMAN, J.J. et T.E. MACURDY (1988), «Empirical Tests of Labor-Market Equilibrium: An Evaluation», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 28, édité par K. Brummer et A. Meltzer, 231-58.
- HOTZ, V.J., F.E. KYDLAND et B.C. SEDLACEK (1988), «Intertemporal Preferences and Labor Supply», *Econometrica*, 56, 335-60.
- HOLTZ-EAKIN, D., W. NEWEY et H.S. ROSEN (1988), «Estimating Vector Autoregressions with Panel Data», *Econometrica*, 6, 56, 1371-96.
- JAKUBSON, G. (1988), «The Sensitivity of Labor Supply Parameter Estimates to Unobserved Individual Effects», *Journal of Labor Economics*, 6, 302-29.
- JOHNSON, T. et J. PENCAVEL (1984), «Dynamic Hours of Work Functions for Husbands, Wives and Single Females», *Econometrica*, 52, 363-90.

- KAHN, S. et K. LANG (1988), «The Effects of Hours Constraints on Labor Supply Estimates», *NBER Working Paper no 2647*.
- KEELEY, M. C. (1981), *Labor Supply and Public Policy: A Critical Review*, New York: Academic Press.
- KENNAN, J. (1988), «An Econometric Analysis of Equilibrium Labor Market Fluctuations», *Econometrica*, 56, 317-34.
- KILLINGSWORTH, M. (1983), *Labor Supply*, Cambridge: Cambridge University Press.
- KINOSHITA, T. (1987), «Working Hours and Hedonic Wages in the Market Equilibrium», *Journal of Political Economy*, 95, 6, 1262-77.
- KOOREMAN, P. et A. KAPTEYN (1986), «Estimation of Rationed and Unrationed Household Labor Supply Functions Using Functional Forms», *Economic Journal*, 96, 398-412.
- KYDLAND, F.E. et C.E. PRESCOTT (1982), «Time to Build and Aggregate Fluctuations», *Econometrica*, 50, 1345-70.
- LAZEAR, E.P. (1981), «Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions», *American Economic Review*, 606-20.
- LAZEAR, E.P. (1986), «Retirement from the Labor Force», dans *Handbook of Labor Economics*, édité par O. Ashenfelter et R. Layard, Amsterdam: North-Holland, 305-56.
- LEE, L.F. et M.M. PITT (1986), «Microeconomic Demand Systems with Binding Non-Negativity Constraints: The Dual Approach», *Econometrica*, 54, 1237-42.
- LEMIEUX, T. (1988), «Estimating and Testing a Model of Labor Supply to the Underground Economy», mimeo, Princeton University.
- LILIEN, R.M. et R.E. HALL (1986), «Cyclical Fluctuations in the Labor Market», dans *Handbook of Labor Economics*, édité par O. Ashenfelter et R. Layard, Amsterdam, North-Holland.
- LUNDBERG, S. (1985), «Tied Wage-hours offers and the Endogeneity of Wages», *Review of Economics and Statistics*, 405-10.
- LUCAS, R. et L. RAPPING (1969), «Real Wages, Employment and Inflation», *Journal of Political Economy*, 77, 5, 721-54.
- MACURDY, T. (1981), «An Empirical Model of Labor Supply in a Life Cycle Setting», *Journal of Political Economy*, 1059-86.
- \_\_\_\_\_ (1983), «A Simple Scheme for Estimating an Intertemporal Model of Labor Supply and Consumption in the Presence of Taxes and Uncertainty», *International Economic Review*, 24, 265-89.
- MANKIW, N.G., J.J. ROTEMBERG et L.H. SUMMERS (1985), «Intertemporal Substitution in Macroeconomics», *Quarterly Journal of Economics*, 100, 225-56.
- MURPHY, K.M. et R.H. TOPEL (1987), «Unemployment Risk and Earnings: Testing for Equalizing Differences in the Labor Market», dans *Unemployment and the Structure of the Labor Market*, édité par K. Lang et S. Leonard, New-York: Basil Blackwell, 103-40.

- NAKAMURA, A. et M. NAKAMURA (1985), *The Second Paycheck: A Socioeconomic Analysis of Earnings*, New-York: Academic Press.
- NEARY, J.P. et K.W.S. ROBERTS (1980), «The Theory of Household Behavior under Rationing», *European Economic Review*, 13, 25-42.
- OSBERG, L. et S. PHIPPS (1989), «Quantity Constraints in the Analysis of Labor Supply», mimeo, Dalhousie University.
- PENCAVEL, J. (1986), «Labor Supply of Men: A Survey», dans *Handbook of Labor Economics*, édité par O. Ashenfelter et R. Layard, Amsterdam: North-Holland.
- PHIPPS, S. (1988), «Behavior Response to UI Reform in Constrained and Unconstrained Models of Labor Supply», *Working Paper n. 8801*, Dalhousie University.
- RAGAN, C. (1988), «Do Contracts Matter for Employment Behavior?», mimeo, M.I.T.
- RAMEY, V.A. (1988), «Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories», mimeo, University of California, San Diego.
- RANSOM, M.R. (1987), «The Labor Supply of Married Men: A Switching Regressions Model», *Journal of Labor Economics*, 5, 63-75.
- ROGERSON, R. (1988), «Indivisible Labor Lotteries and Equilibrium», *Journal of Monetary Economics*, 21, 3-16.
- ROSEN, H.S. (1970), «Taxes in a Labor Supply Model with Joint Wage-Hours Determination», *Econometrica*, 44, 485-508.
- ROSEN, S. (1974), «Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition», *Journal of Political Economy*, 82, 34-55.
- \_\_\_\_\_ (1985), «Implicit Contracts: A Survey», *Journal of Economic Literature*, 23, 1144-76.
- \_\_\_\_\_ (1986), «The Theory of Equalizing Differences», dans *Handbook of Labor Economics*, édité par O. Ashenfelter et R. Layard, Amsterdam: North-Holland, 641-92.
- SARGENT, T.J. (1979), *Macroeconomic Theory*, New York: Academic Press.
- STAFFORD, F. (1986), «Forestalling the Demise of Empirical Economics: The Role of Microdata in Labor Economics Research», dans *Handbook of Labor Economics*, édité par O. Ashenfelter et R. Layard, Amsterdam, North-Holland, 387-428.
- TAYLOR, J.B. (1980), «Aggregate Dynamics and Staggered Contracts», *Journal of Political Economy*, 88, 1-23.
- TOPEL, R.H. (1984), «Equilibrium Earnings, Turnover and Unemployment», *Journal of Labor Economics*, 2, 500-22.
- WALES, T.J. et A.D. WOODLAND (1983), «Estimation of Consumer Demand Systems with Binding Non negativity Constraints», *Journal of Econometrics*, 21, 263-85.
- WEST, K.D. (1986), «A Variance Bounds Test of the Linear Quadratic Inventory Model», *Journal of Political Economy*, 94, 374-401.