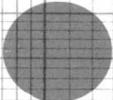


CREDOC

FISCALITE PARA-FISCALITE ET OFFRE DE TRAVAIL FEMININ

Francois BOURGUIGNON
Bertrand LEMENNICIER

Sou1984-2702

 **1984**

Fiscalité, para-fiscalité et offre de
travail féminin / François
Bourguignon et Bertrand
Lemennicier. Novembre 1984.



CREDOC - Equipe "ECONOMIE SOCIOLOGIQUE"

Associée au CNRS

142, rue du Chevaleret

75013 - PARIS

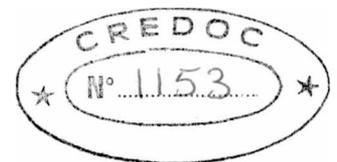
Tél. 584.14.20

FISCALITE, PARA-FISCALITE
ET OFFRE DE TRAVAIL FEMININ

François BOURGUIGNON

Bertrand LEMENNICIER

*"Le présent document constitue
le rapport scientifique d'une
recherche financée par le
Commissariat Général du Plan
(subvention n° 34-82). Son
contenu n'engage que la
responsabilité de ses auteurs"*



INTRODUCTION

L'analyse économique de l'offre de travail a des implications très importantes pour un grand nombre de problèmes économiques et sociaux. Les discussions à propos de la sécurité sociale, des aides aux parents isolés, des allocations familiales ou de l'impôt sur le revenu posent toutes la question de l'incitation au travail. Il semble donc particulièrement crucial de connaître avec exactitude les élasticités prix et revenu de l'offre de main d'oeuvre en général et de l'offre de main d'oeuvre féminine en particulier. Cette information est primordiale pour deux raisons. D'abord il est utile de connaître en soi les déterminants de l'offre de travail. Ensuite il est utile de savoir si le salaire et les revenus des autres membres de la famille jouent un rôle fondamental sur le comportement des individus. En effet dans le cas contraire, on pourrait ne pas se soucier des risques d'effets pervers sur l'incitation au travail résultant des politiques sociales fiscales et para fiscales.

A cause de son intérêt intrinsèque et de sa pertinence pour un grand nombre de problèmes sociaux, l'étude de l'offre de travail a drainé un montant important de fonds de recherche dans le monde entier. Depuis une vingtaine d'années une énorme littérature, à la fois théorique et empirique, en a été le produit (dans une récente revue de la littérature, faite par Killingsworth (1983), dont nous nous inspirerons beaucoup par la suite, on pouvait dénombrer plus de 450 articles sur ce thème). Mais paradoxalement en France, aussi étonnant que cela puisse être, rien ou presque rien n'a été fait ni écrit sur l'offre de main d'oeuvre féminine. L'objet de ce texte

,résultat d'un appel d'offre du Plan sur les effets de la fiscalité et para fiscalité sur l'incitation au travail, est de combler cette lacune .

Avant de proposer quelques estimations de l'offre de travail, il nous paraît important de rappeler au lecteur d'une part ce que la théorie économique avance à propos de l'offre de travail et d'autre part ce que l'économétrie nous enseigne quant à l'estimation de celle ci .Enfin pour clore ce texte,il nous paraît opportun d'étudier l'effet du montant de l'impôt sur l'incitation au travail.Chacun de ces points constituera un chapitre distinct .Nous les intitulerons respectivement :1)Un modele simple d'offre de travail et ses extensions,2)Elasticités prix et revenu de l'offre de travail féminin:leur variabilité selon les données ,les variables explicatives,les fonctions d'offre et les méthodes d'estimation ;3) L'impôt sur le revenu et l'incitation au travail féminin : Fiscalité, protection sociale et participation féminine.

CHAPITRE I

UN MODELE SIMPLE D'OFFRE DE TRAVAIL ET SES EXTENSIONS.

Bertrand LEMENNICIER.

CHAPITRE 1 UN MODELE SIMPLE D'OFFRE DE TRAVAIL ET SES EXTENSIONS

Dans sa version la plus simple, le modèle d'offre de travail est une application de la théorie de la demande. Le bien être de chaque individu dépend d'une part du montant de biens ou services, c , acquis sur le marché en contrepartie d'un paiement et d'autre part d'heures de loisirs dont on peut profiter dans une période donnée, l . Il est bon ici de rappeler deux choses. D'une part on ne tire pas son bien être à proprement parler de la consommation d'un bien mais des services qu'il rend. Ainsi on ne tire pas d'utilité de l'achat d'une voiture mais plutôt des kilomètres qu'elle permet de parcourir dans un temps donné. On ne tire pas d'utilité de l'achat d'une cote de boeuf mais des calories qu'elle permet d'offrir au corps humain. D'autre part le loisir dont on parle dans ce modèle fait surtout référence au temps passé à ne pas travailler. Il peut donc inclure sur le lieu de travail des heures passées à prendre un café ou à téléphoner pour des raisons autres que professionnelles ou bien des heures de travail domestique à domicile. Dans ce qui suit on admettra les hypothèses suivantes. Le prix, p , des biens et services achetés sur le marché et le prix d'une heure de loisir, w , mesuré par le revenu perdu en renonçant à travailler sont donnés. Par ailleurs le temps total disponible, T , dans une journée, une semaine ou une année est fixe et peut être alloué au travail ou au loisir. Enfin en absence d'emprunt, d'épargne d'impôt ou du transfert le total des dépenses, pc , doit être égal au revenu. Celui ci est tiré d'une part du travail salarié, wh , et d'autre part des autres formes de revenu, Y , obtenues sans avoir besoin d'y

consacrer une part de son temps .Il en est ainsi du revenu d'un autre membre de la famille (l'époux, l'épouse ou les enfants) ou des revenus tirés de la détention d'actifs financiers ou physiques.

Le comportement de chaque individu résulte alors de la maximisation de la fonction de bien etre suivante:

$$(1) \quad U = U(l, c)$$

sous les contraintes de revenu:

$$(2) \quad pc = wh + Y$$

et de temps :

$$(3) \quad T = l + h$$

Remplaçons h dans (2) par sa valeur tirée de (3), ($h = T - l$), on peut réécrire les deux contraintes précédentes de la façon suivante:

$$(4) \quad pc + wl = wT + Y$$

Cette dernière contrainte est connue sous le nom de "revenu de plein temps". En effet , $wT + Y$, est le revenu maximum que l'individu peut obtenir en consacrant tout son temps disponible à un travail salarié. Comme le rappelle Becker (1965) ce revenu de plein temps est dépensé sous forme de biens et services , pc , et/ou sous forme de loisir, wl .

Représentons graphiquement l'optimum de l'individu. Portons sur l'axe horizontal le temps de loisir, l , qui ne peut excéder le temps disponible , T . Sur l'axe vertical représentons les biens et services, c . Lorsque chaque individu consacre tout son temps au travail salarié , la consommation maximum de biens et services est de $(wT + Y)/p$. En revanche lorsqu'il consacre tout son temps au loisir , sa consommation maximum de biens et services est de Y/p . L'ensemble des possibilités de consommation est représenté par OTAB pour un taux de salaire horaire réel

, w/p , mesuré par le rapport CB/CA , et un revenu réel Y/p , donnés.

Partons de la situation A. En ce point l'individu ne travaille pas, $h=0$. Néanmoins il consomme, Y/p , de biens et services, $c > 0$, et consacre tout son temps au loisir, $l=T > 0$. En sacrifiant une heure de loisir, pour un revenu de plein temps inchangé, il peut obtenir en contrepartie un revenu salarial égal au taux de salaire offert w/p mesuré par le rapport CB/CA . Le niveau de bien être de l'individu au point A est de u^0 . Il est alors possible de représenter toutes les combinaisons de consommation et de loisir qui lui donne la même satisfaction. C'est la courbe d'indifférence, $u^0 u^0$. Celle ci nous indique, en chacun de ses points, le salaire exigé en contrepartie du sacrifice d'une heure de loisir supplémentaire pour maintenir constant sa satisfaction. Ainsi au point A le rapport CD/CA donne le salaire minimum exigé pour sacrifier la première heure de loisir. C'est à dire le salaire minimum exigé pour être embauché par une firme. Si ce taux de salaire est inférieur au taux de salaire offert l'individu accepte de travailler. En revanche si celui ci est supérieur il renonce à travailler. C'est le cas lorsque le taux de salaire offert est égal au rapport CD'/CA . La participation au marché du travail est en réalité déterminée par la comparaison de ce salaire minimum exigé pour sacrifier la première heure de loisir au taux de salaire offert.

Appellons w^* le taux de salaire minimum exigé pour rentrer sur le marché du travail, nous avons :

$$(5) \quad w^* = pTMS(T, Y/p) > w \quad h=0$$

Revenons toujours au point A. Pour un taux de salaire offert correspondant à CB/CA , l'individu est prêt à offrir un certain temps de travail. La rémunération exigée en contrepartie de la première heure de

loisir est, en effet, inférieure au taux de salaire offert. Bien entendu lorsqu'il sacrifie une deuxième heure de loisir il devient plus exigeant. Il veut une rémunération plus élevée. Il renonce donc à un nombre d'heures de loisir tel que la rémunération exigée soit juste égale au taux de salaire offert. Parmi toutes les combinaisons de consommation et de loisir que l'individu peut atteindre sur sa droite de budget, il choisira celle correspondant au point F. C'est à dire le montant d'heures de travail qui égalise le taux de salaire offert à la rémunération exigée pour sacrifier des heures de loisirs. S'il choisissait le point H, l'utilité marginale de la consommation, procurée par un franc supplémentaire dépensé dans les biens de consommation, serait inférieure à l'utilité marginale obtenue en renonçant à un franc de revenu pour avoir des loisirs supplémentaires ($UM_l(c, l)/w > UM_c(c, l)/p$). L'individu rétablirait cette égalité en consommant moins de biens et services et en ayant davantage de loisir, c'est à dire en travaillant moins. A l'optimum nous avons :

$$(6) \quad w^* = pTMS(T, Y/p) \leq w \quad UM_l(c, T-h)/w = UM_c(c, T-h)/p$$

On peut maintenant écrire l'offre de travail de la façon suivante :

$$(7) \quad h = 0 \text{ si } w^* > w \text{ et } h = h(w/p, Y/p, T) \text{ si } w^* \leq w$$

L'équation (5) détermine la participation au marché du travail et la condition (6) la durée du travail. Ces deux équations sont fondamentales pour comprendre le comportement d'offre de main d'oeuvre. Observons, en effet, le comportement attendu des individus lorsque le taux de salaire offert ou le revenu non salarial augmentent. Distinguons parmi l'ensemble des individus ceux qui sont sur le marché et ceux qui sont hors marché et abordons ce que l'on appelle les effets prix et revenu.

SECTION 1 EFFETS PRIX ET REVENU

(i) Effet revenu

Que se passe-t-il lorsque le revenu tiré d'autres sources que le travail salarié augmente? Reportons nous à la figure 2 .L'ensemble des possibilités de consommation augmente. Désormais ,meme sans travailler, l'individu peut consommer davantage de biens et services .Si le loisir et les biens ou services sont des biens normaux ,on s'attend à une hausse concomittante de la consommation et du loisir .En conséquence, la durée du travail offerte par les individus en activité diminue. Bien entendu la hausse du revenu non salarial ne laisse pas indifférent les individus inactifs .Le taux de salaire minimum exigé pour etre embauché augmente. Le rapport $C'D'/C'A$ est supérieur à CD/CA .Il élève le salaire minimum exigé, pour etre embauché ,des individus qui ne sont pas sur le marché.

(ii) Effet prix

Une hausse du taux de salaire offert ou une baisse du prix des biens de consommation entraine d'une part un effet revenu et d'autre part un effet substitution. Quelles quantités de loisirs est-on pret à demander pour un taux de salaire offert plus élevé ,si l'on désire maintenir son niveau de satisfaction égal à celui qui existait avant la hausse du taux

de salaire offert ? Comme le prix du loisir augmente (renoncer à une heure de travail salarié coûte désormais plus cher), l'individu diminue ses heures de loisirs et augmente son temps de travail. C'est l'effet substitution. Mais simultanément la hausse du taux de salaire accroît le revenu. Si le loisir est un bien normal, la hausse du revenu induit une demande accrue de temps de loisir. C'est l'effet revenu. L'effet revenu compense en partie ou en totalité l'effet substitution. Il peut même l'exceder. L'effet final semble être indéterminé. Ceci est faux. En effet à bas niveau de salaire l'effet substitution domine l'effet revenu. La raison en est simple. L'effet revenu est pondéré par le nombre d'heures de travail fourni. A bas niveau de salaire, le nombre d'heures de travail est faible, l'effet revenu est donc faible et l'effet substitution est supérieur à l'effet revenu. En revanche à haut niveau de salaire, le nombre d'heures de travail est plus important, l'effet revenu est plus fort et domine l'effet substitution. La courbe d'offre de travail est coudée. Naturellement la hausse du taux de salaire offert induit une participation accrue au marché du travail de la part des individus qui sont inactifs car le taux de salaire offert, désormais, excède pour un grand nombre de personnes le salaire minimum exigé pour être embauché.

Par ailleurs, nous l'avons vu, le taux de salaire minimum exigé pour entrer sur le marché du travail est gouverné par le revenu non salarial net des dettes contractées et par le temps disponible. Plus ce revenu non salarial augmente plus le salaire exigé s'élève. Plus le temps disponible se raréfie, plus le salaire exigé augmente. Si, par exemple, le revenu d'un autre membre de la famille (tel celui de l'époux pour sa femme), s'élève le salaire exigé par les individus s'accroît. Leur participation au marché du travail

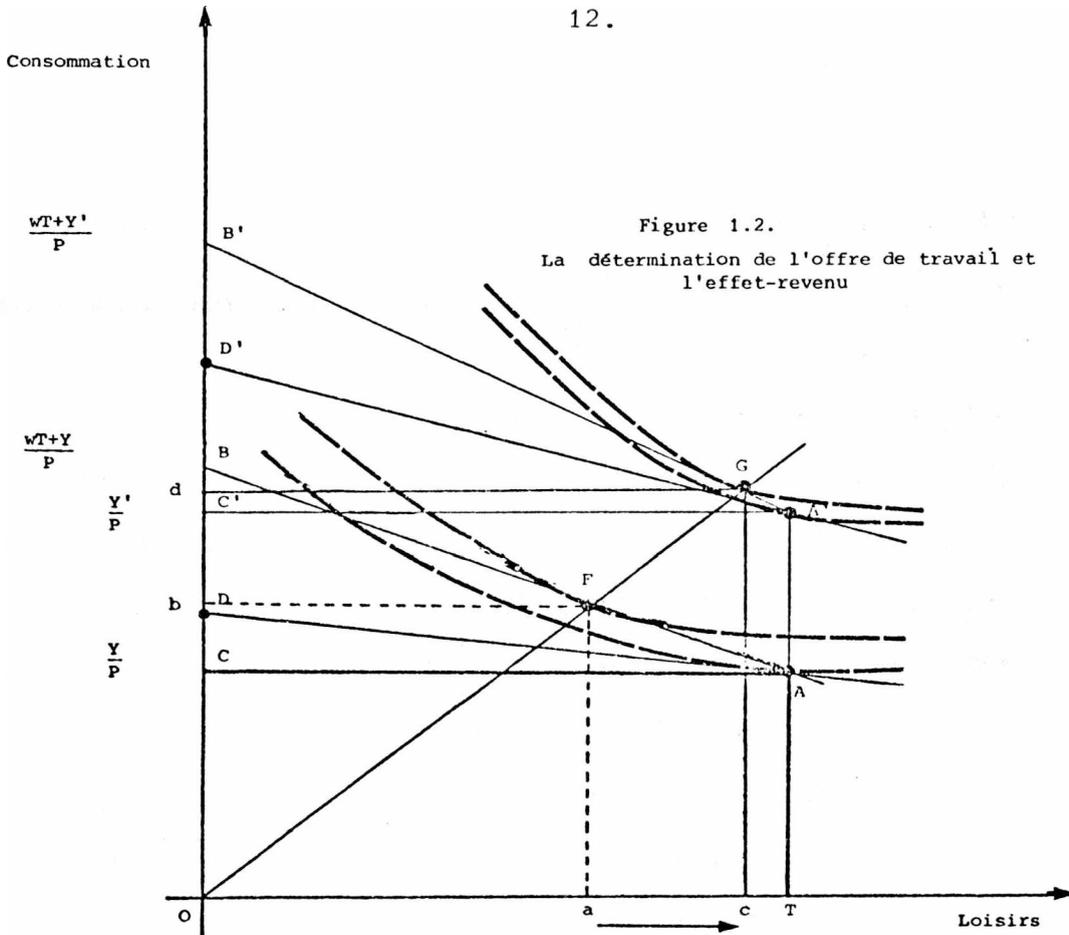


Figure 1.2.
La détermination de l'offre de travail et l'effet-revenu

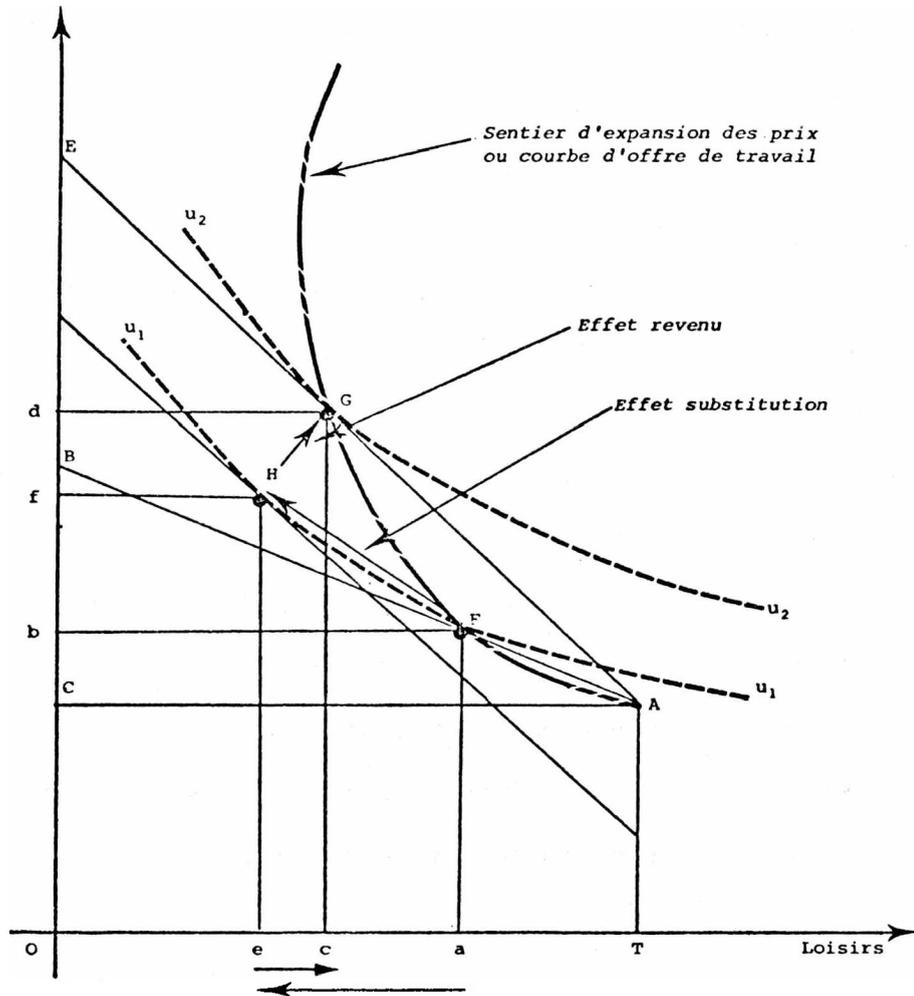


Figure 1.3.

La détermination de l'offre de main-d'oeuvre effets-revenu et substitution sur la durée du travail.

diminue. Cette hausse du revenu non salarial peut aussi bien provenir de dons ou d'aides de l'Etat. l'effet attendu sera identique. De la même manière une raréfaction du temps peut survenir. La présence d'enfants en bas âge mobilise le temps de l'épouse ou de l'époux en conséquence leur temps total disponible est plus faible. De la même manière les temps de transport peuvent être excessifs et limiter le temps total disponible. Tout ceci élève le salaire minimum exigé et diminue la participation au marché du travail. Dans le sens inverse, la présence de dettes dans le ménage ou de charges diminue le taux de salaire exigé et incite les individus à entrer sur le marché du travail.¹

(iii) De l'offre individuelle à celle du marché

Reportons nous à la figure 4. Sur l'axe vertical portons le taux de salaire offert et le salaire minimum exigé. Sur l'axe horizontal

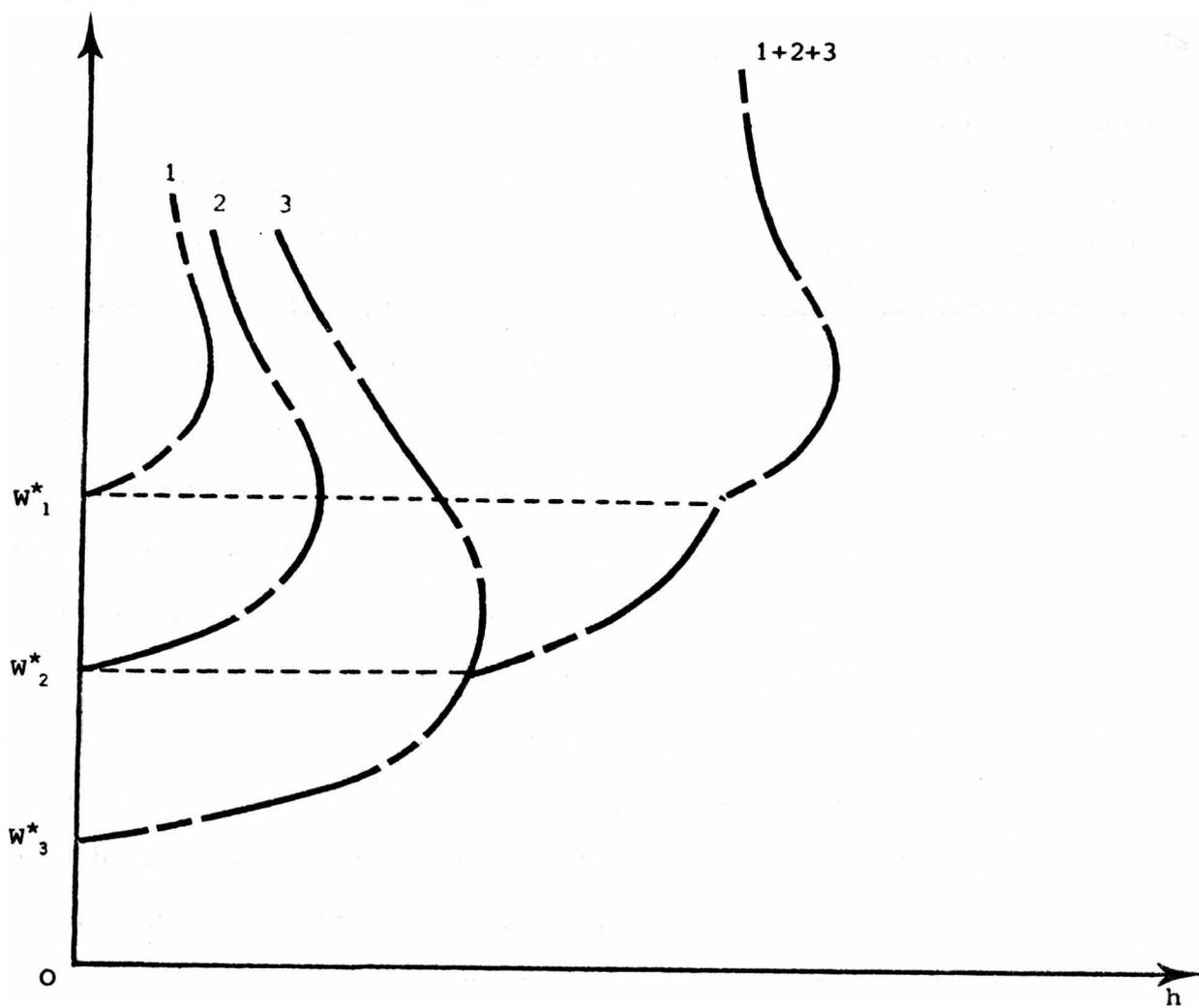
1. < L'analyse des effets revenu et substitution n'est pas très ancienne. Avant 1930 les économistes confondaient les deux effets. Pour certains la hausse du taux de salaire réduisait l'offre de travail. En revanche pour d'autres elle l'augmentait. Cette notion d'effet revenu et substitution a ses racines dans les travaux de Slutsky (1915). Cependant elle n' a été appliquée à l'offre de travail qu'en 1930 par Robbins (1930) et par Hicks (1932, 1946). En revanche la compréhension des phénomènes de participation est vraiment toute récente (Mincer(1962), Cain (1966), Ben Porath (1973) , Gronau (1974), Heckman (1974) etc.) >

portons le temps de travail .Chaque courbe d'offre individuelle est coudée.Le modele d'offre de travail implique un nombre d'heures de travail positif à partir d'un certain taux de salaire offert supérieur ou égal au salaire minimum exigé par chaque individu.Sur la figure 4 l'individu 3 offre un certain temps de travail positif si le salaire offert excède w^* . Bien entendu l'offre globale ou agregée est la somme horizontale des courbes d'offres individuelles.Deux points extremement importants doivent ici etre soulignés.D'une part si les courbes d'offres individuelles sont coudées ou ont une partie décroissante ,la courbe d'offre globale ou agrégée ne sera pas necessairement coudée.D'autre part l' élasticité sera essentiellement fonction de la distribution du salaire minimum exigé par chaque individu .Plus cette distribution aura un écart type faible plus l'offre agregée sera très élastique (Ben Porath (1973) .

Ce modele qui est très simple est néanmoins capable d'expliquer un très grand nombre de phénomènes empiriques à propos de l'offre de travail :ainsi la hausse de la participation des femmes mariées au marché du travail;la hausse et la baisse de la durée du travail depuis la dernière guerre mondiale ;la corrélation négative entre le revenu du mari et la participation féminine ou celle entre le travail féminin et le nombre d'enfants;la baisse des taux de participation lorsque le taux de chômage augmente et simultanément le taux d'activité plus élevée des femmes mariées dont l'époux est au chômage etc..La hausse des taux de participation resulte de la hausse du taux de salaire offert.La hausse et la baisse de la durée du travail résulte de l'accroissement de la richesse à de bas taux de salaire dans les années cinquante et à de très haut taux de salaire après les années soixante cinq .Les corrélations négatives entre revenu du mari et ou nombre

Figure 1.4.

De l'offre individuelle à celle du marché.



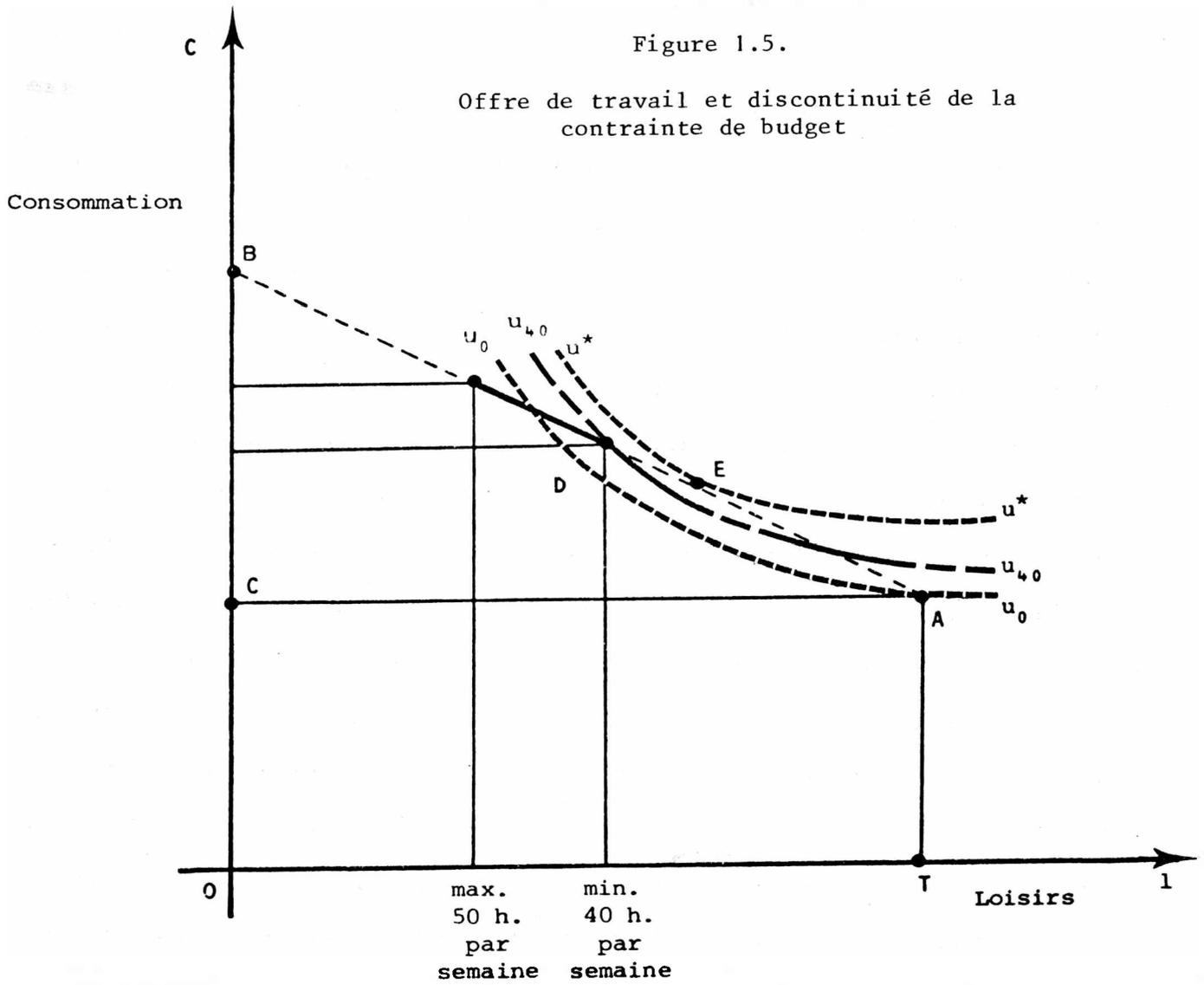
d'enfant et la participation des femmes au marché du travail résultent de la hausse du salaire minimum exigé pour être embauché. Quand le chômage croît, le salaire réel offert attendu décroît. Pour certaines personnes celui-ci descend au dessous du salaire minimum exigé pour travailler. Ces individus renoncent à travailler ou à rechercher un emploi. Simultanément l'épouse, dont le revenu du mari a diminué parce que celui-ci est au chômage, diminue le salaire minimum qu'elle exige pour participer à la force de travail et recherche un emploi !

On peut, naturellement, critiquer ce modèle parce qu'il fait des hypothèses qui semblent a priori contraire aux faits. Il suppose un temps de travail parfaitement flexible. Il néglige le rôle gratifiant du travail sur la personnalité humaine ou bien les rendements non pécuniaires de celui-ci tels le risque attaché à l'emploi ou le prestige associé aux activités exercées ou bien plus simplement la pénibilité, ou le plaisir, attaché au travail lui-même. Enfin il suppose un individu non seulement rationnel mais aussi non influencé par les personnes avec qui il est en contact. Beaucoup de ces critiques ne portent pas parce qu'elles ne conduisent pas à des prédictions très différentes de celles que l'on peut tirer avec le modèle le plus simple. A titre d'exemple nous traiterons de l'absence de flexibilité des horaires dans les emplois, des cumuls d'emploi ou d'heures supplémentaires, des rendements non pécuniaires attachés au travail salarié et des coûts fixes d'entrée sur le marché du travail.

SECTION 2 LES LIMITES DU MODELE : Les critiques sans portée fondamentale .

(a) La flexibilité des horaires

La possibilité d'une grande flexibilité des heures de travail pour un individu est certainement l'hypothèse fautive la plus criante. Les firmes en général exigent, lorsque la production nécessite un travail en équipe, que les travailleurs soient au même moment à leurs tâches et restent sur le lieu de travail pendant le même nombre d'heures. Cette absence de flexibilité dans les horaires modifie la contrainte de budget de l'individu. Celui-ci fait face maintenant au choix : ou de ne rien faire ou de travailler 39 heures par semaine. Reportons nous à la figure 5 suivante. La contrainte de budget, comparée à celle des autres figures, est composée d'un segment de droite. Bien entendu pour les personnes qui de toute façon auraient choisi de travailler 39 heures par semaine, même si elles avaient eu la possibilité de travailler plus ou moins, une telle absence de flexibilité est sans importance. Cependant il s'agit là d'un cas particulier. La plupart des individus préféreront travailler moins. Ceux qui désirent travailler moins vont comparer le niveau d'utilité obtenu en ne participant pas au marché du travail avec celui qu'ils attendent dans un emploi exigeant d'eux un nombre d'heures de présence en excès de ce qu'ils veulent. L'offre de travail se réduit au comportement de participation dont on sait qu'il est gouverné par la comparaison du taux de salaire offert au taux de salaire minimum exigé



pour aller travailler. Certains individus seront suremployés d'autres ne seront pas employés en dépit de leur désir de travailler.

L'existence d'une durée minimale de travail diminue le bien être d'une seule catégorie de personnes celles qui auraient voulu travailler au dessous de cette durée imposée par les firmes ou l'Etat. L'apparition du travail à temps partiel aura un effet ambigu. D'une part certains individus désireront moins travailler et rechercheront des emplois à temps partiel, d'autre part ceux qui avaient renoncés à travailler faute de trouver de tels emplois seront incités à en rechercher. Les taux d'activité et de chômage peuvent rester stables car les comportements des deux types de population se compensent entre eux. Naturellement les effets prix et revenu d'une hausse de salaire ou du revenu non salarial seront canalisés entièrement sur les taux de participation puisque la durée du travail est fixée.

(b) Le cumul d'emploi ou d'heures supplémentaires

L'inflexibilité des heures de travail est attestée par la généralisation des heures supplémentaires et par le cumul des emplois de la part de certains individus qui ne peuvent obtenir un revenu plus élevé dans leur emploi principal en travaillant davantage. C'est la cas inverse du précédent. L'impossibilité de travailler un plus grand nombre d'heures que le maximum légal dans son emploi principal incite certains groupes d'individus à rechercher un emploi secondaire en dehors des heures de présence que l'on doit à son employeur principal. La plupart du temps les entreprises offrent la possibilité de faire des heures supplémentaires à

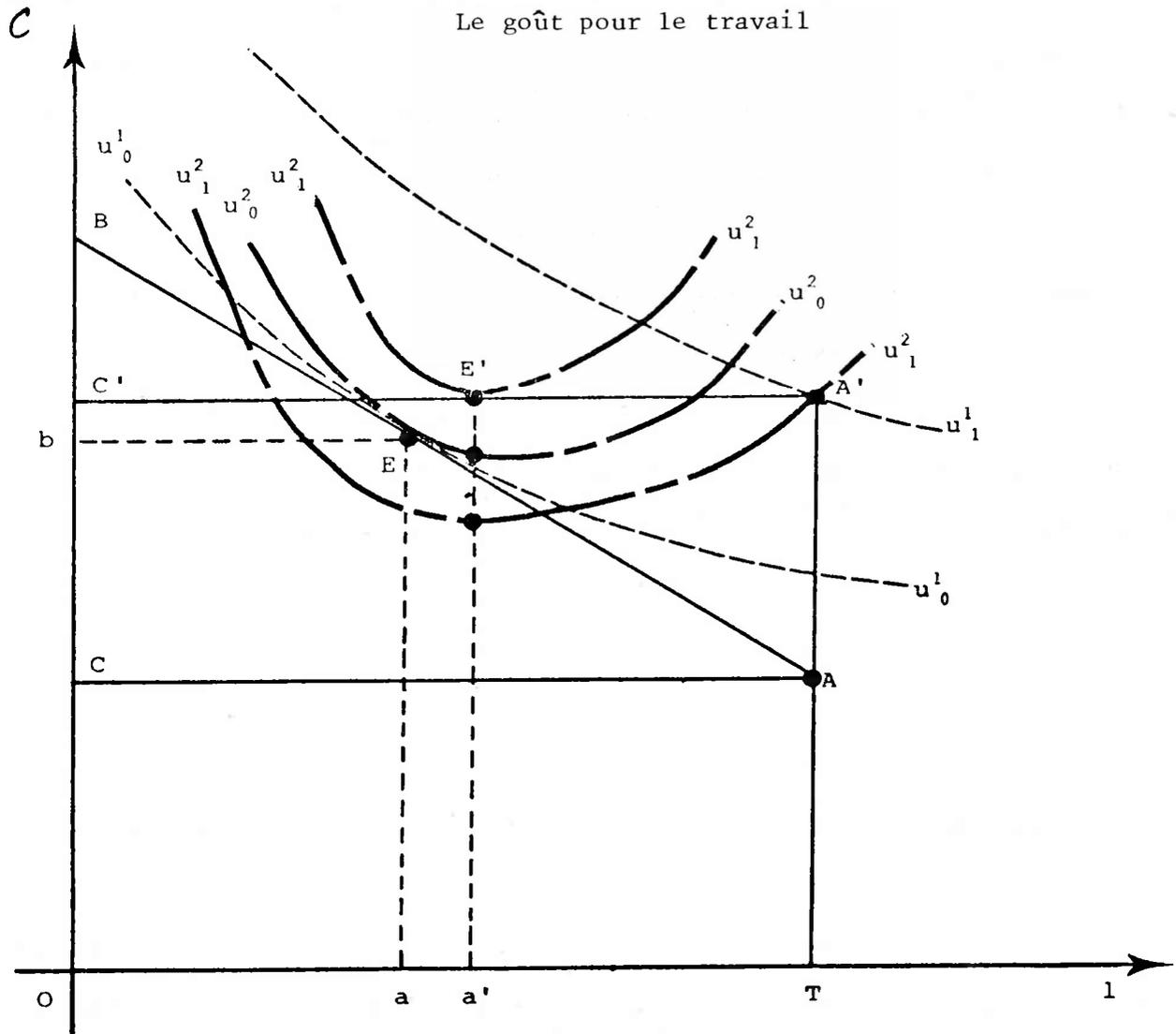
un taux horaire supérieur à celui des heures normales pour conserver leurs employés et ne pas voir leur talent aller s'exercer chez les concurrents. Mais par exemple dans la fonction publique les heures supplémentaires sont parfois payées à un taux inférieur à celui des heures normales. On incite alors les fonctionnaires à cumuler non pas les heures supplémentaires mais un second emploi. Cette discontinuité dans la contrainte de budget illustrée par la figure 6 montre l'importance d'une analyse en termes de taux de participation, car c'est le taux de salaire minimum exigé après le nombre d'heures légal fourni à l'employeur principal qui va décider du cumul d'emploi ou d'heures supplémentaires.

Ces discontinuités dans la contrainte de budget imposées par une durée minimum ou maximum, à un taux de salaire donné, des heures de travail n'altèrent en rien l'analyse économique de l'offre de travail. Au contraire elles en accentuent sa puissance explicative.

(c) Les attrait du travail

L'idée que les individus ne sont pas sensibles à la rémunération du travail qu'ils exercent est une critique faite couramment aux économistes. Elle mérite d'être développée pour montrer combien le point soulevé manque son objectif. En effet les individus attacheraient un intérêt non pas à la rémunération mais au prestige social du travail ou bien à la possibilité qu'il offre d'épanouir la personnalité en travaillant ou encore à son caractère plaisant ou pénible. Le fait de s'intéresser aux déterminants monétaires de l'offre de travail, taux de salaire et revenu non salarial, ne préjuge en rien de l'influence que

Figure 1.7.
Le goût pour le travail



peuvent exercer sur la décision de travailler les déterminants non monétaires .En clair cette critique affirme que l'individu tire une utilité ,ou un rendement non pécuniaire de son travail en plus des revenus monétaires qu'il permet d'obtenir.Une façon simple d'incorporer cette nouvelle hypothèse est d'ajouter dans la fonction d'utilité, comme argument supplémentaire ,le temps de travail .Celui ci procure une utilité positive ou négative selon l'emploi que l'on occupe .Celle ci résume l'ensemble des attraits non monétaires du travail considéré .La fonction de bien etre (1) se réécrit :

$$(1') \quad U=U(c,l,h) \quad \text{où } U_{Mh} \text{ est positif ,nul ou négatif .}$$

Le taux marginal de substitution qui n'est pas autre chose, pour un temps de travail donné, que le salaire minimum exigé pour sacrifier une heure de loisir tout en maintenant constant sa satisfaction est égal à :

$$(5') \quad w^* = pTMS(T,Y/p) = p(U_{Ml} - U_{Mh})/U_{Mc}$$

Si l'utilité marginale du travail est positive ,le salaire minimum exigé pour etre embauché sera plus faible et le taux de participation au marché du travail sera plus fort.Par ailleurs le taux marginal de substitution , au fur et à mesure où le temps de loisir augmente,de négatif et décroissant devient nul puis positif et croissant.La figure 7 illustre cette propriété.Prenons l'exemple de la femme au foyer.Celle ci

bien entendu attribue au loisir une valeur positive .Mais après avoir consommé Oa' de loisirs, quantités que l'on peut mesurer en heures par semaine ou en mois par an ou bien en années sur un cycle de vie, elle s'ennuie ,se sent coupée du reste du monde et se désocialise.Elle attribue alors une valeur négative au loisir supplémentaire .Elle est prête à travailler sans être payée ! La seule prédiction vraiment différente que l'on dégage de cette nouvelle hypothèse est donc la suivante :lorsque le revenu non salarial augmente sous la forme d'une aide qui garantit un revenu minimum (revenu de AA' sur la figure 7) au lieu de renoncer à travailler ,l'individu désire malgré tout participer à la force de travail même si cela ne lui rapporte pas un revenu supplémentaire (point E' contre point A' de la figure 7). Empiriquement observe -t-on beaucoup d'individus prêts à payer pour travailler ou prêts à travailler sans être payés ? Si de telles observations étaient faites ,elles permettraient d'inférer que UM_h excède UM_l .En conséquence les rendements non pécuniaires du travail joueraient un rôle déterminant dans le comportement des individus.Les faits malheureusement ne semblent pas être décisifs sur ce point.

Là encore la théorie économique peut représenter et analyser avec succès certains comportements que l'on qualifie de non monétaire ou non rationnel .

(d) Les couts fixes et proportionnels associés à la participation au marché du travail

Entrer sur le marché du travail implique la plupart du temps des couts monétaires ou temporels indépendants du nombre d'heures de travail offert par l'individu. Ces couts, appelés couts fixes, recouvrent d'une part les temps de trajets du lieu où la personne a son domicile à l'emplacement où se situe son travail et d'autre part les repas pris sur le lieu de travail ou les dépenses vestimentaires qu'il faut assurer pour exercer son métier proprement, ou bien encore les dépenses en temps ou en argent qu'il faut supporter pour faire garder ses enfants en bas age etc.. Bien entendu certaines de ces dépenses peuvent être payées en partie ou en totalité par l'employeur (les repas pris sur le lieu de travail par exemple). Aussi s'intéresse-t-on aux seuls couts fixes à la charge de l'individu. On négligera par ailleurs les couts proportionnels au volume d'heures de travail offert car ceux ci peuvent être aisément pris en compte en les déduisant du taux de salaire réel offert. Le taux de salaire offert sera net de ces couts. L'introduction de couts fixes modifie quelque peu le modèle simple que nous avons exposé. Revenons aux équations (2) et (3). Celles ci se réécrivent :

$$(2') \quad pc = wh + Y - tM$$

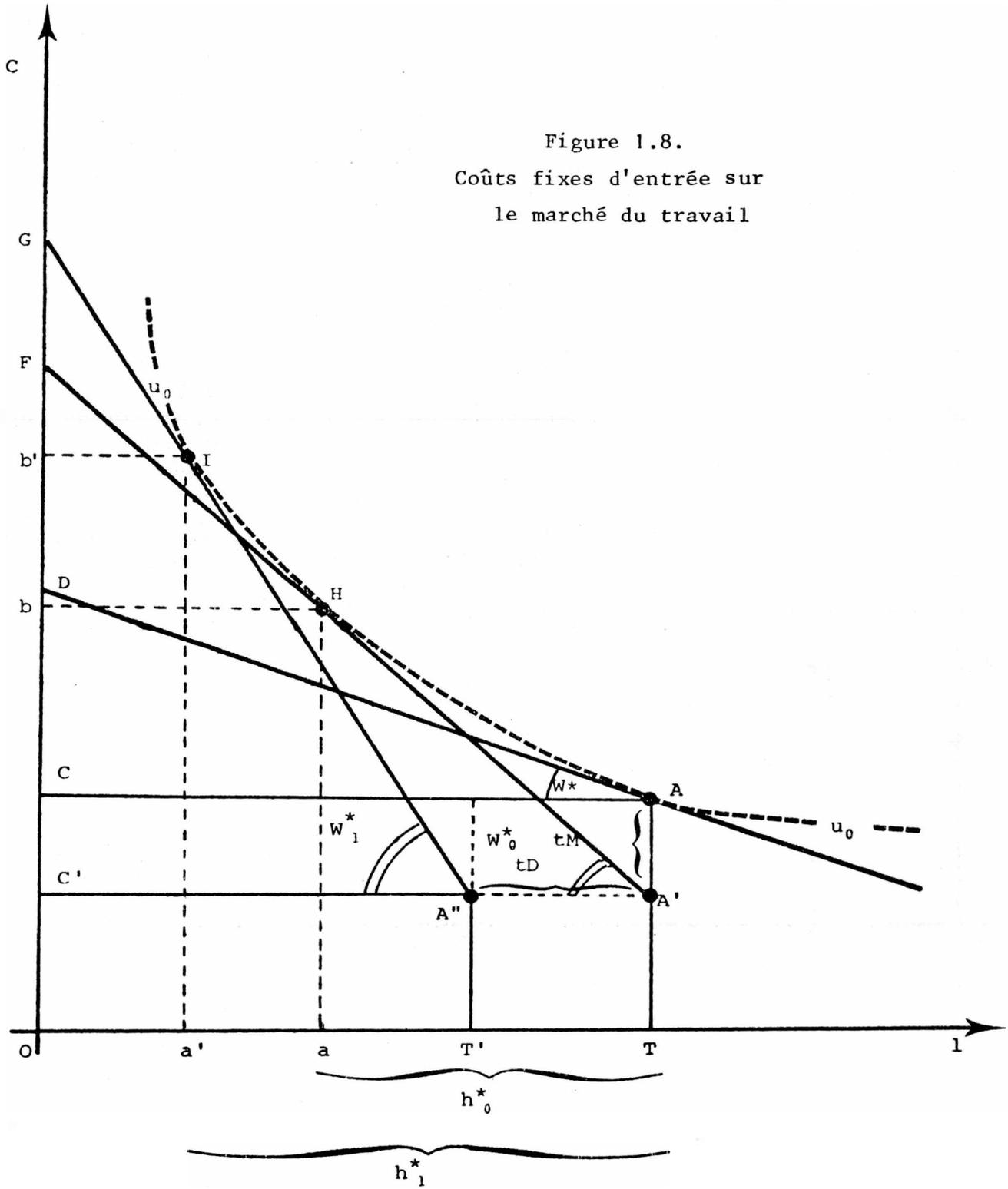
$$(3') \quad T = 1 + h + tD$$

M et D sont respectivement les dépenses monétaires et temporelles pour participer au marché du travail. t est un nombre qui prend la valeur 1 si l'individu participe au marché du travail et la valeur zéro autrement.

Reportons nous à la figure 8 suivante. Si l'individu ne veut pas supporter les couts fixes d'entrée sur le marché du travail, il renonce à travailler. Son bloc d'opportunité de consommation et de loisirs est représenté par OTAC. Au point A son niveau d'utilité est de U^0 . En ce point le salaire minimum qu'il exige pour maintenir constant sa satisfaction et sacrifier une première heure de loisir est mesuré par le rapport CD/CA . S'il décide de travailler il supporte alors tM de couts fixes monétaires. Il doit donc déduire de son revenu non salarial ces dépenses. Le salaire offert comme la durée du travail devront être tels que non seulement le revenu obtenu compense les frais encourus pour travailler mais aussi que le niveau de satisfaction soit au moins aussi élevé que lorsqu'il renonce à travailler. Le salaire minimum exigé va donc s'élever (il passe de CD/CA à $C'F/C'A'$ ou $C'G/C'A''$). Simultanément l'individu exigera une durée minimum de travail (Ta ou Ta') pour que le revenu obtenu lui donne la même utilité. Ajouter des couts fixes temporels ne change en rien cette analyse. Seul le salaire minimum exigé et la durée du travail minimale demandée seront modifiées à la hausse. La présence de couts fixes fait apparaitre une discontinuité de l'offre de travail au point d'entrée. La figure 9 illustre cet argument. Tant que l'emploi offert exige une durée du travail comprise entre zéro heure à h^* ou h^1 l'individu renonce à travailler. Il existe un saut dans l'offre de travail entre zéro heure et le nombre d'heure à partir duquel l'individu accepte de travailler.

Les faits suggèrent dans une certaine mesure l'importance du rôle joué par les couts fixes. En effet on observe habituellement les faits suivants: (i) un grand nombre de personnes ne travaillent pas ; (ii) un

Figure 1.8.
Coûts fixes d'entrée sur
le marché du travail



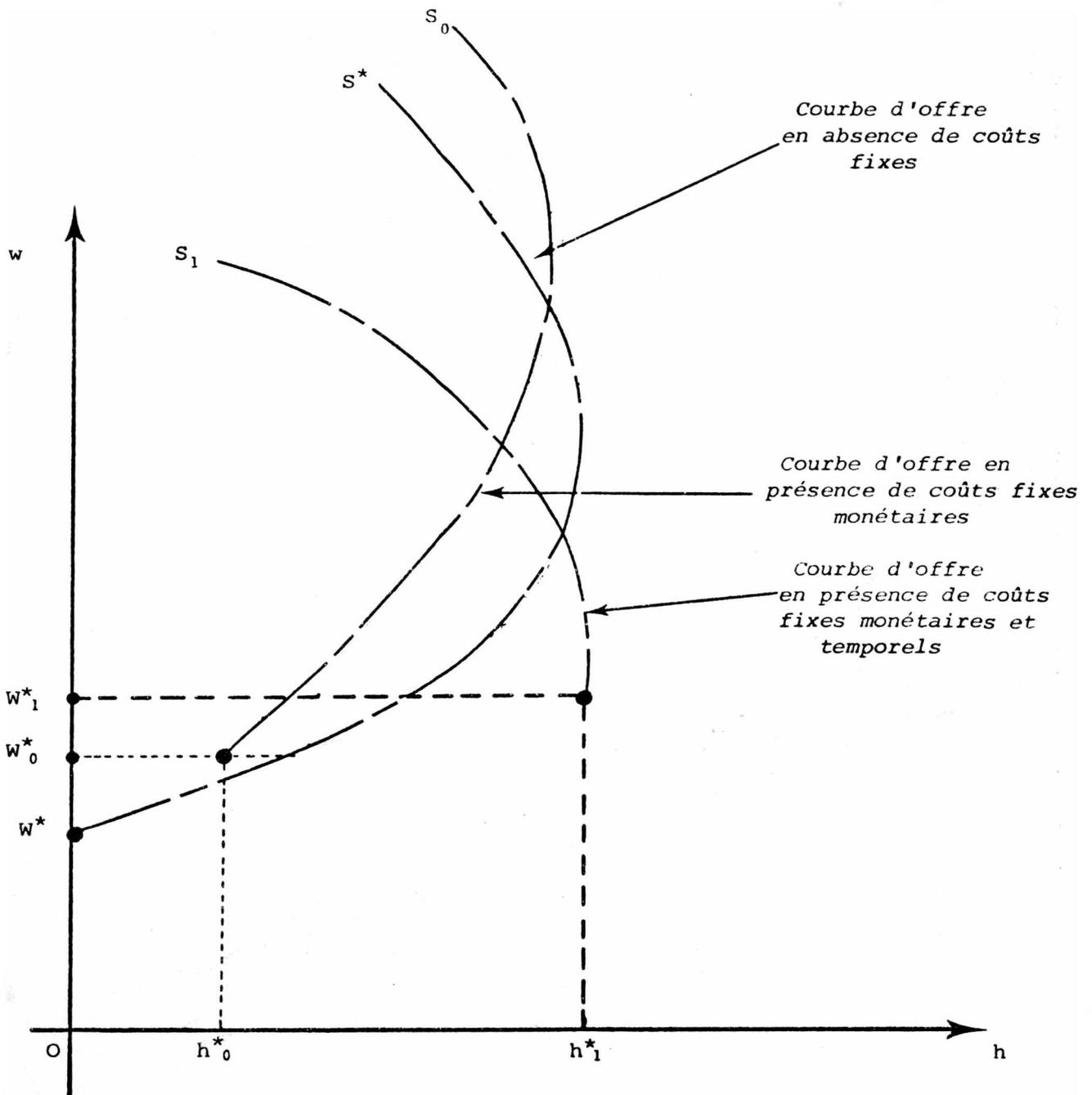


Figure 1.9.

Les courbes d'offre de main-d'oeuvre en présence de coûts fixes d'entrée sur le marché du travail.

grand nombre de personnes offrent un montant d'heures de travail substantiel;(iii) peu de personnes ont une durée de travail faible .Un accroissement des couts fixes monétaires induit une baisse de la participation au marché du travail et une augmentation du temps de travail pour ceux qui sont encore sur le marché.En revanche une hausse des couts fixes temporels tend à diminuer l'offre de travail des personnes employées.Naturellement les couts fixes monétaires ou temporels ne sont vraisemblablement pas exogènes.Ils sont déterminés eux memes par le comportement des individus.Ainsi chaque personne compte tenu de son revenu peut choisir de vivre loin de son lieu de travail ou au contraire à proximité,elle peut avoir plus ou moins d'enfants etc..L'argument des couts fixes appelle des extensions sans pour autant modifier profondément l'analyse d l'offre de travail.

Abordons maintenant des critiques dont la portée fondamentale entraine une refonte complete non seulement du modele simple mais aussi de la théorie de l'offre de travail.Nous en developperons trois:(i)l'interaction des membres de la famille;(ii) la notion de loisir contre la notion de production domestique;(iii) la dimension de l'offre de travail :heures ,mois,années ou cycle de vie .

SECTION 3 LES EXTENSIONS DU MODELE: Les critiques à portée fondamentale

L'interdépendance des décisions d'offre de travail n'est pas une idée neuve. Celle-ci a été développée déjà pour les décisions de consommation ou de fécondité. Cependant son application à l'offre de travail n'a pas été systématique et beaucoup de ses implications demeurent inexplorées. Est-ce que mon offre de travail est sensible à votre salaire ? C'est la question principale posée par l'interdépendance des décisions d'offre de travail. A l'exception de Hamermesh (1976), cette notion d'interdépendance des offres de travail a été principalement développée par les économistes à propos des membres d'une même famille. C'est cette dernière analyse que nous reprendrons ici.

(a) L'interdépendance des décisions d'offre de travail
au sein de la famille .

La façon la plus simple de prendre en compte cette interdépendance est celle que nous avons développée précédemment. Le salaire de l'époux est inclus dans le revenu non salarial de la femme. Le salaire du mari affecte alors l'offre de travail de son épouse par le biais d'un effet revenu et par une augmentation de son salaire minimum exigé pour être embauché. Dans un tel cadre la femme tient compte du revenu de son mari pour

prendre une décision d'offre de travail. En revanche l'époux ne prend pas en compte le salaire de sa femme pour décider à la fois de sa participation au marché du travail et du temps de travail offert.

Une autre façon plus élaborée consiste à considérer la décision d'offre de travail comme une décision conjointe entre mari et femme visant à maximiser le bien être de la famille prise comme un tout. Cette façon de voir, implicite dans les travaux de Samuelson (1956) et explicite chez Kesters (1969) ou Becker (1973), est de loin la plus populaire. Il existe deux raisons à cela. La première raison est qu'une telle extension ne présente pas de difficultés particulières par rapport au modèle simple développé plus haut. Lorsque les biens et services sont consommés conjointement par les époux et lorsque les temps de loisirs ont des prix qui varient dans des proportions identiques, on peut utiliser le théorème des biens composites de Hicks et agréger les temps de loisirs des époux en un seul temps. On retrouvera l'analyse faite plus haut. Bien entendu quand le prix du loisir pour la femme ou le mari ne varie pas dans le même sens ou dans les mêmes proportions, on ne peut agréger les temps de loisirs de chaque membre de la famille. On verra apparaître comme pour la théorie de la demande deux types d'effets prix : l'effet de prix de son propre taux de salaire et l'effet de prix croisé du taux de salaire de son époux respectif. Cet effet de prix croisé sur l'offre de travail est positif, nul ou négatif selon que les temps de loisirs des époux sont complémentaires, indépendants ou substituables entre eux (lorsque une hausse du taux de salaire du mari apparaît, son offre de travail augmente. Si les temps de loisirs sont complémentaires entre les membres de la famille, l'offre de travail des autres membres augmente. Si les temps de loisirs sont substituables, l'offre de travail des autres membres

de la famille diminue. Enfin si ces temps de loisirs sont indépendants, l'offre de travail du reste des membres de la famille est insensible au taux de salaire offert du mari). Comme l'offre de travail de la femme en général diminue lorsque le revenu de l'époux s'élève, on peut en conclure que les temps de loisirs des époux sont substituables. La deuxième raison est la suivante. L'hypothèse de la maximisation conjointe des ressources de l'ensemble des membres coopérant à la famille est celle qui est compatible avec la très forte stabilité de cette institution (Lemennicier(1980)). En effet une troisième piste a été suivie en réaction à ce point de vue dominant. Il existe, certes, au sein de la famille une consommation de biens publics, mais la plupart des biens sont par nature privés. L'alimentation l'habillement ou le loisir sont de tels biens même s'ils présentent de fortes externalités entre les membres de la famille. Or le modèle précédent ne dit rien de la distribution de ces biens privés entre mari, femme et enfants. Celle-ci peut influencer l'offre de travail des uns et des autres. Naturellement ce type d'approche développé par exemple par Manser et Brown (1980) soulève immédiatement une question: si chaque membre de la famille fait ce qu'il veut, y a-t-il vraiment une famille et celle-ci est-elle stable ?

Récrivons les équations du modèle d'offre de travail compte tenu des remarques précédentes.

la fonction d'utilité s'écrit:

$$(8) U = U(c, l_m, l_f) \text{ ou bien } (8') U_m = U(c, l_m) \text{ et } U_f = U(c, l_f)$$

la contrainte de budget de plein temps s'écrit

$$(9) p_c + w_m \cdot l_m + w_f \cdot l_f = w_m \cdot T_m + w_f \cdot T_f + Y$$

ou (10) $pc + w_m.l_m + w_f.l_f = w_m.T_m + w_f.T_f + Y$ avec $l_m = l^o_m$

Dans le premier modèle la fonction (8) est maximisée sous la contrainte (9). Dans le second modèle la fonction d'utilité de chaque membre de la famille est maximisée sous la contrainte (9) et sous les contraintes de temps de loisir donné des autres membres de la famille ! La fonction d'utilité (8) implique d'une part l'entente entre les membres du groupe et d'autre part une complémentarité ou une substituabilité de leurs temps de loisir. En revanche les fonctions d'utilité (8') impliquent d'une part une absence d'entente, chacun maximise son bien être indépendamment de celui de son ou ses partenaires, et d'autre part une indépendance des temps de loisir entre les membres de la famille ! Appellons S/p le revenu réel de plein temps, $(w_m.T_m + w_f.T_f + Y)/p$, les conditions de premier ordre de la maximisation de (8) sous (9) donne une fonction d'offre de travail pour l'épouse qui s'écrit :

$$(11) \quad h^* = h(w_f/p, w_m/p, S/p) \quad \text{si} \quad w^*f < w_f \quad \text{avec} \\ w^*f = pTMS(T_m, T_f, S/p)$$

$$\text{où } TMS = (UM_{lf}/UM_c) + (UM_{lm}/UM_c) \cdot (dl_m/dl_f)$$

Le salaire minimum exigé sera plus élevé ou plus faible, comparé à un individu seul ou au modèle simple précédent, selon que les temps de loisirs entre les époux sont complémentaires ou substituables.

La maximisation des équations (8') sous (9') donne des résultats sensiblement différents. L'offre de travail de l'épouse s'écrit :

$$(12) h^* = h(w_f/p, S/p, h^*m) \text{ si } w^*f < w_f \text{ avec } w^*f = pTMS(T_f, S/p)$$

$$\text{où } TMS = (UM_f(l_f)/UM_f(c))$$

Le taux de salaire du conjoint intervient par un effet de revenu indirect via le revenu de plein temps S tandis que l'offre désirée de travail du mari affecte directement l'offre de son épouse. Dans le premier cas en revanche le taux de salaire de l'époux affecte directement, via un effet -prix croisé, l'offre de travail de son épouse. Bien entendu en absence de maximisation conjointe de l'utilité familiale, les individus font face à un duopole de Cournot, puisque la décision d'offre dépend directement de l'offre de travail des partenaires. Examinons le graphique 10 suivant où nous avons sur l'axe horizontal le temps de travail de l'époux et sur l'axe vertical le temps de travail de son conjoint. Traçons dans ce plan les fonctions de réaction de chaque époux à l'offre de travail de son conjoint. Ces deux fonctions de réactions s'intersectent en Q . Une offre de travail stable dans la famille implique alors que la pente de la fonction de réaction de l'épouse soit plus faiblement élastique que celle de son époux. Comme pour le duopole de Cournot ce comportement entraîne une offre de travail pour chaque conjoint en excès par rapport à ce qu'ils offriraient si l'entente entre eux prévalait ou s'ils maximisaient conjointement l'utilité familiale. La seule différence qui existe entre maximiser conjointement l'utilité familiale et maximiser la somme des utilités individuelles réside, nous l'avons déjà suggéré, dans la complémentarité ou la substituabilité des temps de loisirs et de la consommation entre les partenaires. Si pris ensemble la consommation comme

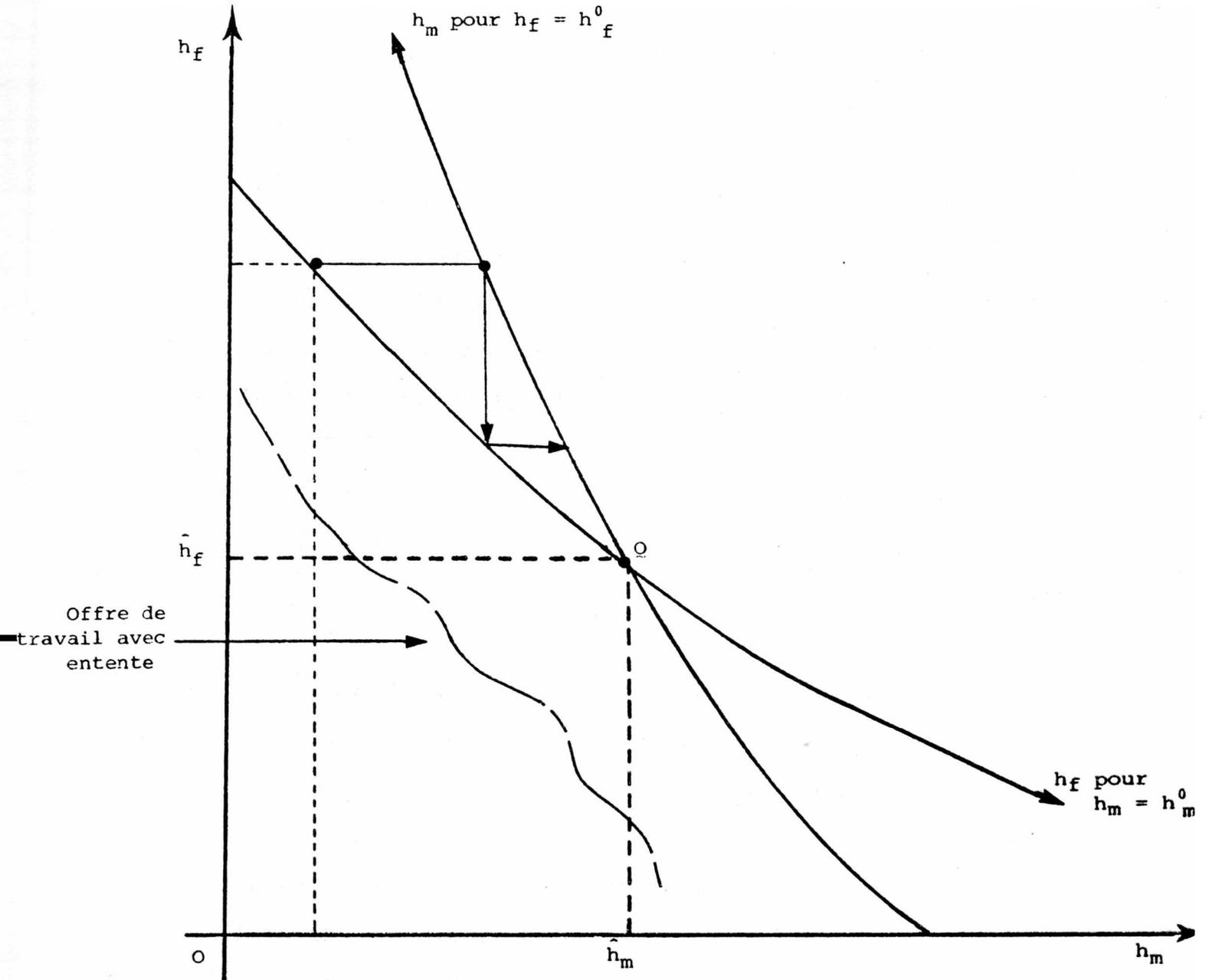


Figure 1.10
L'offre de travail des époux
en situation de duopole.

les temps de loisirs des conjoints n'ajoutent rien à la somme de leurs utilités individuelles, le modèle de maximisation de l'utilité familiale est identique au modèle du duopole de Cournot où l'entente prévaut entre les membres de la famille.

La pertinence de cette extension est naturellement considérable. En effet cette extension met l'accent sur la relation qui existe entre le statut matrimonial (célibataire, divorcé ou marié) et l'offre de travail. Elle souligne le rôle vraisemblablement crucial des variables familiales comme la présence d'enfants ou l'assortiment des goûts des époux vis à vis de la consommation de biens ou services et de loisirs.

(b) La notion de loisir contre la notion de production domestique

L'analyse économique développée jusqu'à maintenant traite tout le temps non consacré au travail salarié comme du loisir. Or il est clair qu'une telle hypothèse est fautive. L'examen d'un budget temps démontre très simplement ce point. Le sommeil, les soins personnels, les soins aux enfants, les tâches ménagères, les courses, le bricolage, les repas sont des activités distinctes du loisir proprement dit telles la lecture, le temps passé à regarder la télévision, les sorties à la campagne ou les soirées passées au théâtre, au cinéma ou dans les enceintes sportives. On peut même aller plus loin en constatant que la consommation de biens et services comme les repas, les soins personnels ou exercer n'importe quelle activité utilisent du temps

En fait une rupture fondamentale avec la théorie traditionnelle de la demande a été suggérée par Becker(1965).L'idée de fond de cette nouvelle théorie de la demande est simple et particulièrement féconde.Les individus ne tirent par leur satisfaction des biens et services qu'ils achètent sur le marché,mais d'activités ou de biens plus fondamentaux.Ces activités sont produites par le consommateur lui meme,d'une part à l'aide de biens et services et d'autre part en utilisant son propre temps.Dans cette vision la demande de biens et services achetés sur le marché ou la demande de loisirs sont en fait des demandes dérivées de facteurs de production d'une activité plus fondamentale produite par l'individu.Consommer un repas ou prendre des loisirs nécessitent non seulement l'achat de biens sur le marché mais aussi du temps .Bien entendu on peut se poser la question de savoir si cette nouvelle théorie de la demande permet de mieux comprendre l'offre de travail ? Que gagne-t-on à séparer le loisir des autres formes de temps non consacrées au travail salarié ? En effet si le temps de loisir et les autres temps non marchands varient de façon similaire lorsque l'environnement change ou si le prix relatif de ces temps sont constants ,il n'y a aucun intérêt à les analyser séparément.Malheureusement ni l'une ni l'autre de ces conditions ne sont satisfaites.Ainsi une grande partie des activités à domicile appelée production domestique ou taches ménagères varie dans le sens opposé du temps de loisir lorsque les prix et revenu changent ! Il faut distinguer deux types d'activités:celles qui peuvent être assurées par un tiers, femme ou employée de maison ou pour lesquelles il existe un bon substitut sur le marché;celles qui ne peuvent être déléguées à autrui ou pour lesquelles il n'existe pas de substitut sur le

marché. En séparant de cette façon les activités et l'utilisation des temps qui y sont associés, on appellera loisir les temps sans substitut sur le marché et production domestique les temps pour lesquels il existe un bon substitut sur le marché ou qui peuvent être délégués à un autre membre de la famille. Gronau (1977) est le premier économiste à avoir proposé cette distinction fondamentale. Il a développé un modèle dont la vertu essentielle est d'expliquer l'allocation du temps entre loisir, production domestique et travail salarié.

Une présentation simple de ce modèle avec ses implications empiriques et théoriques a été faite par Lemennicier et Levy-Garboua (1981). Nous reprendrons ici la structure du modèle en soulignant son apport principal comparé au modèle conventionnel d'offre de travail.

Revenons à la fonction d'utilité (1) dont les arguments sont : la consommation de biens et services, c , et le loisir, l . En réalité les biens et services, c , peuvent être obtenus de deux manières différentes : acheter ces biens sur le marché grâce aux revenus du travail et d'autres sources, ou produire soi-même des biens et services domestiques équivalents. Désignons par X les biens achetés sur le marché et par D ceux produits par soi-même, la consommation, c , s'écrit :

$$(13) \quad pc = pX + p(D) \cdot D$$

où $p(D)$ indique le prix des substituts marchands à la production domestique. Pour simplifier nous supposerons que la production domestique requiert seulement du travail domestique, d . Ainsi nous avons :

$$(14) D = D(d) \text{ avec } D' > 0 \text{ et } D'' < 0$$

Comme à l'habitude chaque personne est soumise à une contrainte de budget :

$$(15) pX = wh + Y$$

et une contrainte de temps :

$$(16) T = h + d + l$$

Reportons nous à la figure 11.a. Si le marché du travail n'existait pas, les possibilités de production et de consommation, individuelles seraient délimitées par la courbe concave OTAB. Celle ci est la fonction de production domestique ($c = D(d) + Y$) dessinée dans le sens OT en prenant T pour origine. Le temps de loisir est mesuré de gauche à droite en partant de 0 et le travail domestique est mesuré de droite à gauche en partant de T. L'existence d'un marché permet d'accroître les possibilités de consommation en échangeant des produits contre du temps de travail salarié le long de la droite de prix ED ($X = wh + Y$) dont la pente est le taux de salaire réel offert sur le marché du travail. La détermination de la production domestique se fera indépendamment des préférences pour le loisir en comparant la productivité domestique au taux de salaire réel offert :

$$(17) \quad w = p(D) \cdot D'$$

En effet du fait de la concavité de la fonction de production domestique, il sera toujours possible d'augmenter ou de diminuer l'offre de travail domestique de telle sorte que la rémunération implicite de la production domestique soit juste égal au taux de salaire offert sur le marché du travail. Le partage entre travail et loisir sera déterminé par la comparaison entre la rémunération minimale exigée pour sacrifier du loisir en contrepartie d'une plus grande quantité de biens (pour un même niveau de satisfaction) et la rémunération la plus élevée des deux formes de travail: le travail domestique ou le travail marchand:

(18) si $w^* > w$ alors $h=0$ et il existe un $d > 0$ tel que $w^*=p(D) \cdot D'$

(19) si $w^* < w$ alors $h > 0$ et il existe une combinaison de loisir et de travail domestique pour lesquels $w^*=w=p(D) \cdot D'$

Un élément nouveau s'ajoute à la détermination du salaire minimum exigé pour entrer sur le marché du travail: la productivité domestique. Celle-ci influence le taux de participation au marché du travail et la durée du travail offerte par les individus. Bien entendu cet élément nouveau ne joue pas de rôle primordial pour les personnes célibataires ou pour les personnes mariées dont les taux de salaires offerts sur le marché du travail sont très élevés. Le modèle conventionnel peut sembler pour ces catégories de personnes tout à fait approprié. En

revanche pour les femmes ou les hommes dont les taux de salaire sont relativement faibles comparés à leur productivité domestique une telle extension est indispensable. Celle ci permet de mieux typer les femmes inactives. Reportons nous au graphique 11. Les femmes inactives semblent être des personnes ayant un goût prononcé pour le loisir, par opposition les femmes qui sont actives devraient être des personnes ayant un goût prononcé pour les biens et services. Cette vision est trompeuse. L'observation des budgets temps montrent que les femmes inactives ont certes plus de loisir que les femmes actives mais elles ont aussi un temps de travail domestique beaucoup plus élevé. Par contraste les femmes actives ont peu de loisirs mais consacrent quand même une part non négligeable de leur temps aux tâches domestiques. La seule façon de rendre compte des faits est de reconnaître à la femme au foyer type des possibilités de production domestique supérieures à celles qui caractérisent la femme active type (figure 11.b).

On peut déduire de ce modèle d'autres conclusions intéressantes ayant trait à la technologie de consommation ou de production domestique en particulier vis à vis des équipements ménagers ou de l'utilisation du temps de tiers comme substitut au temps des époux mais ce n'est pas l'objet de ce texte que d'en discuter.

(c) La dimension de l'offre de travail: heures par semaine, mois, années ou cycle de vie ?

Les discussions précédentes ont ignoré une question qui à

priori semble anodine : celle de la période à laquelle se réfère l'offre de travail. Celle ci porte-t-elle sur une semaine , sur un mois, sur une année ou sur l'ensemble du cycle de vie ? En pratique les économistes ont toujours utilisée la période correspondant aux données dont ils disposaient. Avec des budgets temps ils utilisent le nombre d'heures par semaine ou par jour, avec des enquetes transversales ne reportant pas de budget temps ils utilisent le nombre de mois par an, enfin exceptionnellement lorsqu'ils disposent d'enquete longitudinale ils s'intéressent à l'offre de travail sur le cycle de vie. Mais cette pratique ne résoud en rien la question posée. En effet il n'est pas indifférent ou équivalent d'utiliser le nombre d'heures par semaine ou par jour, le nombre de mois de travail dans une année ou le nombre d'années dans une vie ! Un individu n'est pas indifférent entre travailler 100 heures par semaine durant 20 semaines par an ou travailler 40 heures par semaine durant 50 semaines par an meme si le nombre d'heures effectué dans l'année est le meme. Hanoch (1980) a soulevé ce problème. Les heures de loisirs pendant les vacances ou un "week end" ne sont pas des substituts parfaits aux heures de loisirs durant la semaine de travail. Par ailleurs le nombre d'heures de travail offert ou l'absence de travail pendant une année déterminée peut cacher une décision de long terme. L'individu qui renonce à travailler pour faire des études , une femme qui renonce à travailler pour élever pendant une certaine période des enfants etc. ont simplement une offre de travail différée pour investir dans du capital humain qui rapportera des rendements futurs soit intra générationnels , comme pour les études, soit inter générationnels comme pour les enfants ! Introduire comme période de référence le cycle d vie à propos de l'offre de travail est une extension

fondamentale qui répond à un défi représenté par quelques grands faits empiriques "stylisés". En général les données empiriques suggèrent les faits suivants: (i) l'offre de travail des hommes, comme des femmes, est faible aux âges jeunes, elle s'accroît ensuite rapidement, stagne et enfin décroît pour cesser pratiquement aux âges élevés.; (ii) aux âges où les hommes travaillent le plus, les femmes souvent renoncent à travailler pour élever les enfants pendant quelques années, parfois même elles cessent définitivement de travailler et même certaines ne travaillent jamais; (iii) par contraste le taux de salaire horaire, faible en début de carrière, croît rapidement, puis croît plus lentement et enfin diminue aux âges les plus élevés; (iv) enfin les profils âges gains qui sont le produit de l'offre de travail et du taux de salaire présentent une forme concave très caractéristique. La figure 12 est une représentation de ces faits stylisés ou régularités empiriques observées.

Beaucoup d'efforts ont été fournis par les économistes pour rendre compte de ces faits stylisés à partir de modèles dynamiques d'offre de travail. L'idée principale qui gouverne ces modèles est la suivante. Comme nous l'avons vu précédemment chaque individu compare sa productivité domestique à sa productivité marchande. Aussi longtemps qu'une heure de travail sur le marché permet d'acquérir plus de biens qu'une heure de travail domestique, l'individu participera au marché du travail. Décider quand travailler tout au long du cycle de vie implique donc de comparer la productivité domestique et la productivité marchande au cours du temps. Les individus s'engagent à participer au marché du travail quand leur capacité à obtenir des revenus sur le marché est relativement plus élevée que leur productivité domestique. Inversement les

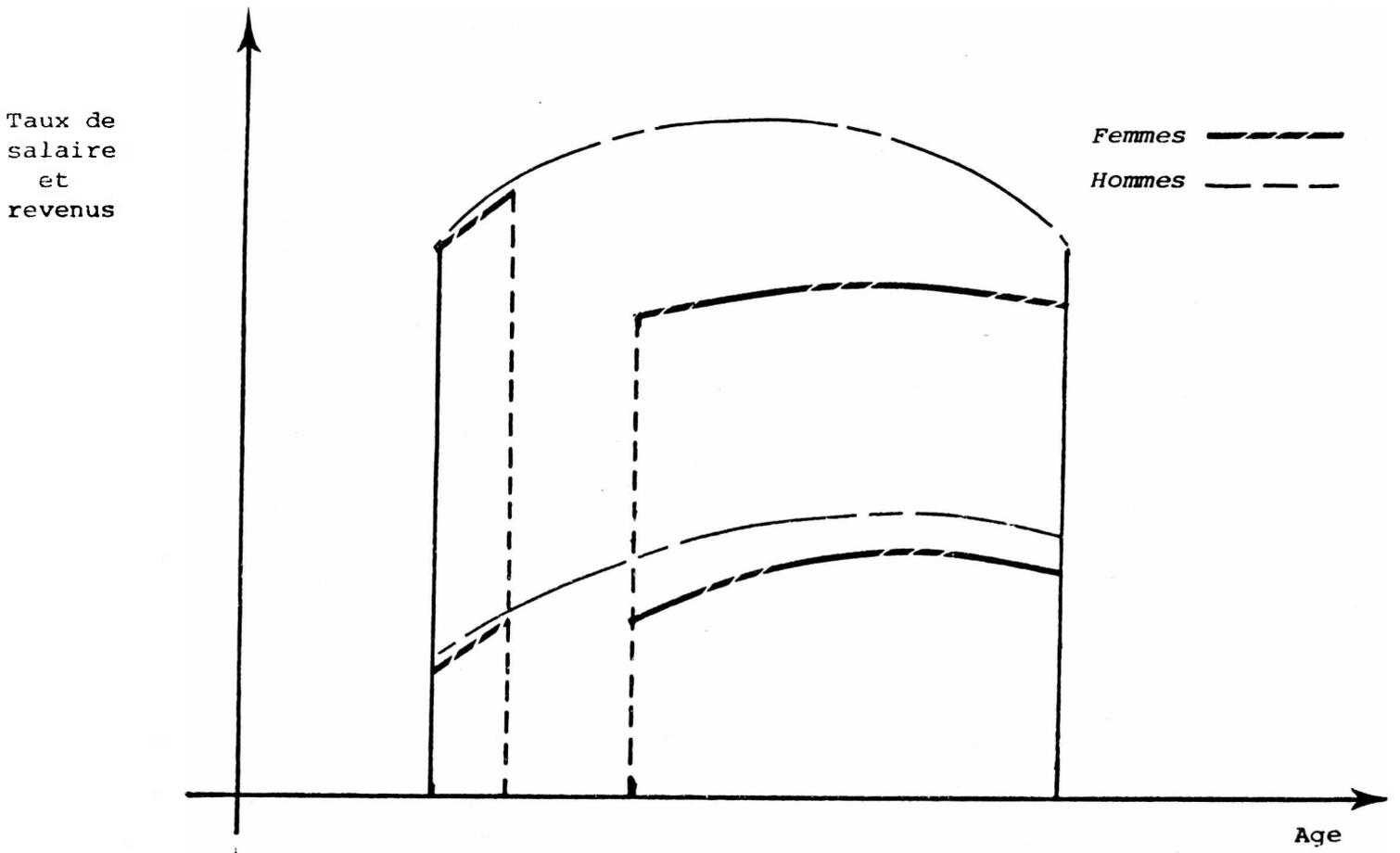
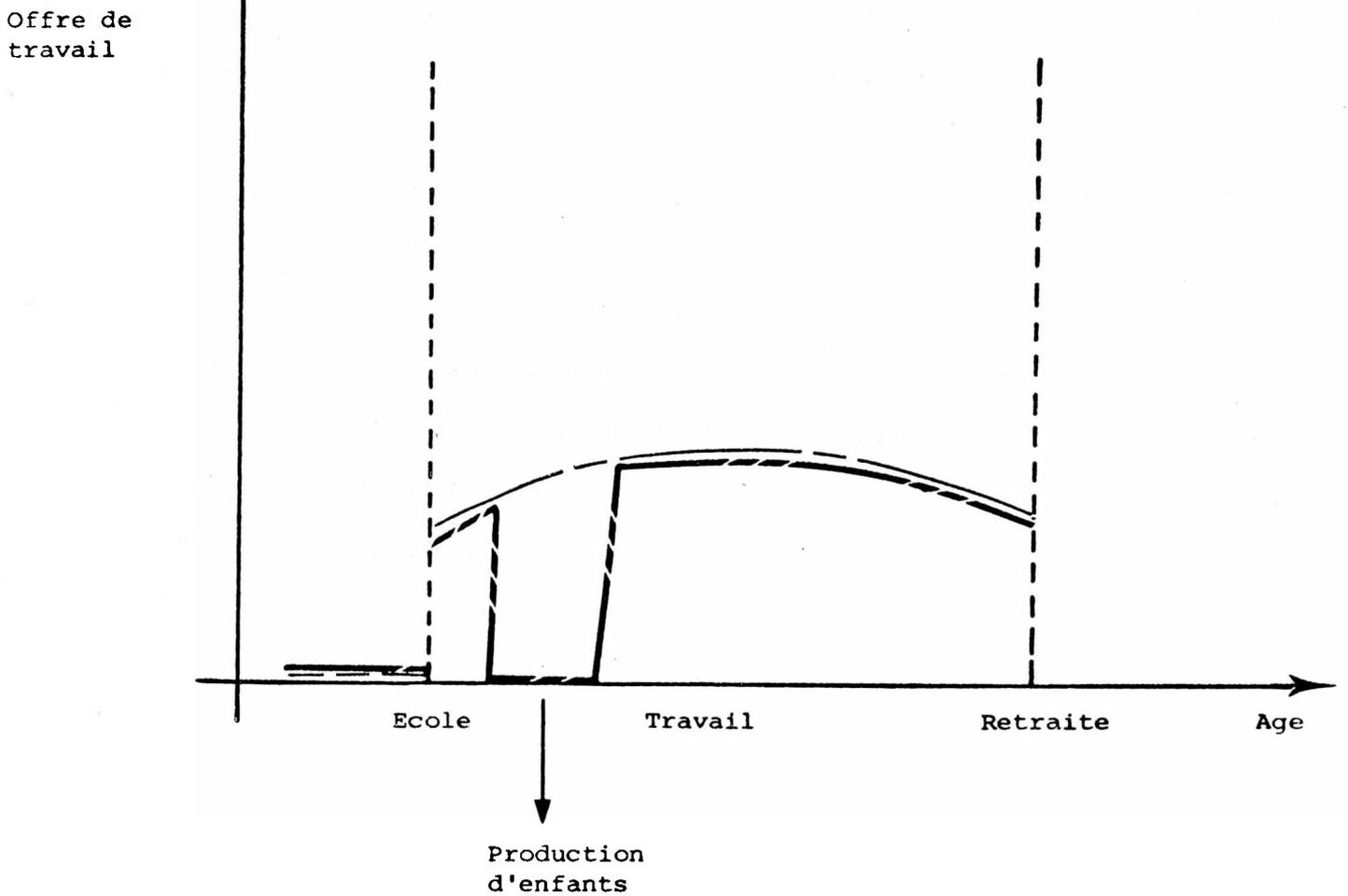


Figure 1.12.
Les faits stylisés du cycle de vie



individus s'engagent dans la production domestique ou le loisir quand leur capacité de gains sur le marché du travail est relativement faible ou quand leur productivité domestique est relativement plus élevée. Si le profil âge gain du taux de salaire est une mesure de la productivité marchande des individus ou du coût d'opportunité de leur temps, aux âges les plus bas, comme aux âges les plus élevés, les individus renonceront à travailler ou offriront un nombre d'heures de travail plus faible. Naturellement les femmes voient leur productivité domestique s'accroître brutalement en présence d'enfant en bas âge. En effet le marché n'offre pas encore, à des prix raisonnables, de bons substituts à la production et aux soins des enfants par la mère (sur la figure 11.b le bloc de production passe de OAB à OAB'). En conséquence elles renoncent à travailler pendant quelques années, ou cessent de travailler définitivement, car la productivité domestique excède la productivité marchande ou les capacités de gains sur le marché compte tenu du prix des substituts. On comprend aussi pourquoi les femmes actuellement concentrent la production des enfants en quelques années au lieu d'étaler cette production tout au long de leur période de fertilité. Dans le même ordre d'idée, la consommation de biens intensifs en temps, tels les voyages, s'observera beaucoup plus aux âges jeunes ou élevés. Ce type d'argument se comprend très bien si on suppose que les revenus dans une année fluctuent chaque mois. Si, par exemple, ceux-ci sont les plus élevés au mois de juillet et les plus bas au mois de février, l'individu a intérêt à prendre ses vacances en février. Mais si ses enfants ne peuvent prendre leurs vacances qu'en juillet, cet individu sera privé de ses enfants pendant ses vacances. Il se peut alors que les bénéfices en termes d'utilité de prendre des

vacances avec ses enfants au mois de juillet excède les couts supportés ici mesurés par la différence de revenu entre le mois de février et le mois de juillet. L'offre de travail au cours du cycle de vie dépend donc des changements observés au cours du temps entre le salaire réel offert sur le marché du travail et la productivité domestique. Mais ce n'est pas parce que à la date t , la productivité domestique excède le salaire réel offert que l'individu va cesser de travailler. En effet si ces deux revenus varient avec l'age et la durée passée sur le marché du travail et si s'arreter ou reprendre à travailler impliquent des couts, couts qui peuvent dépendre de l'age, alors se pose le problème de la date optimale à laquelle il faut cesser de travailler.

La décision de retarder d'une année la cessation d'activité (ou la reprise) dépend du gain tiré du statut présent (actif ou inactif), de la perte de revenu encourue en retardant cette cessation (ou cette reprise) et de l'effet de ce retard sur le coût de cesser (ou reprendre) le travail. Weiss (1972), Heckman (1974), Heckman et Marcudiy (1980) ou Ghez et Becker (1975) ont développé cette approche. Celle-ci est cruciale pour comprendre à quel âge les individus prennent leur retraite ou bien à quel âge les femmes s'arrêtent puis reprennent ou non à travailler.

Nous venons de voir les limites et les extensions du modèle d'offre de travail mais incontestablement l'attrait considérable de ce modèle est sa simplicité et sa portée. En effet à partir de cette application simple de la théorie de la demande à l'arbitrage loisir-consommation il est possible d'offrir une discussion rigoureuse de l'impact d'un ensemble de politiques sociales sur l'incitation au travail. Nous terminerons ce texte par un rappel de ces discussions.

SECTION 4 PORTEE DU MODELE:

l'impact des impôts et des transferts sur l'incitation au travail .

Pour une variété de raisons les gouvernants prennent de l'argent dans la poche des uns pour le redistribuer dans la poche des autres. Cette intervention de l'Etat a-t-elle des conséquences sur l'offre de travail ? La réponse des économistes est positive et fondée sur le modèle précédemment exposé. Avant d'analyser l'incidence des impôts ou des transferts sur l'offre de travail présentons d'abord en quoi les impôts ou les transferts peuvent modifier la contrainte budgétaire ou la fonction d'utilité .

(i) impôts, transferts et contrainte budgétaire

Reportons nous à la contrainte de revenu (2):

$$(2) \text{ pc} = \text{w.h} + \text{Y}$$

Les impôts habituellement sont prélevés sur le revenu du travail, w.h , ou sur les revenus de la propriété, Y . Posons :

$$(20) \text{ I} = \text{I}(\text{Y}, \text{R}) \text{ où } \text{R} = \text{w.h}$$

Appellons, $i(\text{R})$, le taux marginal d'imposition des revenus tirés du

travail et $i(Y)$ celui des revenus de la propriété. Ces deux taux sont généralement positifs et inférieurs à l'unité. Dans la plupart des systèmes fiscaux ces taux marginaux d'imposition s'élèvent avec le revenu. Ils sont progressifs. La contrainte de budget de l'individu se réécrit donc :

$$(2'') \quad pc = w \cdot h + Y - I(Y, w \cdot h)$$

Il s'agit, alors, pour l'individu de maximiser la fonction d'utilité (1) sous la contrainte (2''). Si l'on différencie cette contrainte, on s'aperçoit qu'elle est formellement identique à la contrainte (2) en posant :

$$(21) \quad \hat{w} = w(1 - i(R))$$

et

$$(22) \quad \hat{Y} = Y(1 - i(Y))$$

soit: $(2''') \quad pc = \hat{w} \cdot h + \hat{Y}$

Le taux de salaire considéré est net de l'impôt. Bien entendu comme le taux marginal d'imposition est fonction de l'offre de travail, le taux de salaire n'est plus une variable exogène.

Les transferts seront introduits dans la contrainte de budget comme des impôts négatifs. En effet la plupart du temps les transferts sont une fraction positive du revenu et s'accroissent de façon dégressive avec lui.

(ii) les impôts, les transferts et la fonction d'utilité

Naturellement les impôts ou les transferts vont affecter indirectement le niveau d'utilité atteint par l'individu par une modification de la contrainte budgétaire, mais ils peuvent aussi l'affecter directement si les impôts par exemple servent à produire des biens (publics) dont l'individu tire une utilité directe. Celle-ci peut se réécrire:

$$(23) \quad U = U(c, l, G)$$

où G sont les dépenses gouvernementales dont l'individu tire une utilité. Celle-ci affecte le taux marginal de substitution dans les préférences entre la consommation et le loisir. Ainsi une hausse des impôts permet d'obtenir plus de biens gouvernementaux. Cette hausse peut modifier directement l'arbitrage loisir-revenu de l'individu en altérant à la hausse ou à la baisse le salaire minimum exigé, à satisfaction constante, pour sacrifier une heure de loisir. Ainsi le gouvernement en taxant les parisiens pour construire un aéroport près de leur lieu de vacances, peut réduire l'utilité marginale du loisir d'un groupe de parisiens si cet aéroport est bruyant et situé juste auprès de leurs résidences secondaires, tandis qu'il l'augmente pour les parisiens qui n'ont pas leurs résidences secondaires auprès de cet aéroport. Habituellement, pour éviter ce problème, on suppose que la fonction d'utilité est séparable entre d'un côté le loisir et la consommation et de l'autre les dépenses gouvernementales. Mais la plupart du temps on étudie

l'effet de l'impôts et des transferts comme si ceux ci n'affectaient pas directement l'utilité des individus. Abordons maintenant l'effet des impôts et des transferts sur l'offre de travail .

(iii) L'incidence des impôts et des transferts sur l'offre de travail .

Reportons nous à la figure 13 suivante . La pente de la contrainte budgétaire à la suite de l'imposition est plus faible. Le prix relatif du loisir ou le cout d'opportunité du temps est plus bas. Une baisse du prix relatif du loisir induit un effet substitution si l'on maintient l'utilité constante qui tend à accroître la demande de loisir et donc à diminuer l'offre de travail. Bien entendu le salaire étant plus faible , le revenu de l'individu diminue. Cette baisse du revenu tend à diminuer la demande de loisir comme des biens de consommations. Cet effet revenu contrecarre l'effet substitution. L'impact de l'impôt sur la durée du travail semble donc indéterminé. En revanche comme le taux de salaire offert diminue le taux de participation au marché du travail va être affecté par l'impôt. En effet le salaire minimum exigé pour entrer sur le marché du travail sera pour un certain nombre d'individus supérieur au taux de salaire net offert, alors qu'en absence d'imposition il aurait été égal ou inférieur. L'impôt diminuera sans ambiguïté le taux de participation à la force de travail . Bien entendu l'histoire ne s'arrête pas là. En effet une fois que le gouvernement a prélevé les impôts il va les dépenser ou les redistribuer sous forme de transferts.

Au point du nouvel équilibre , le montant prélevé d'impôts

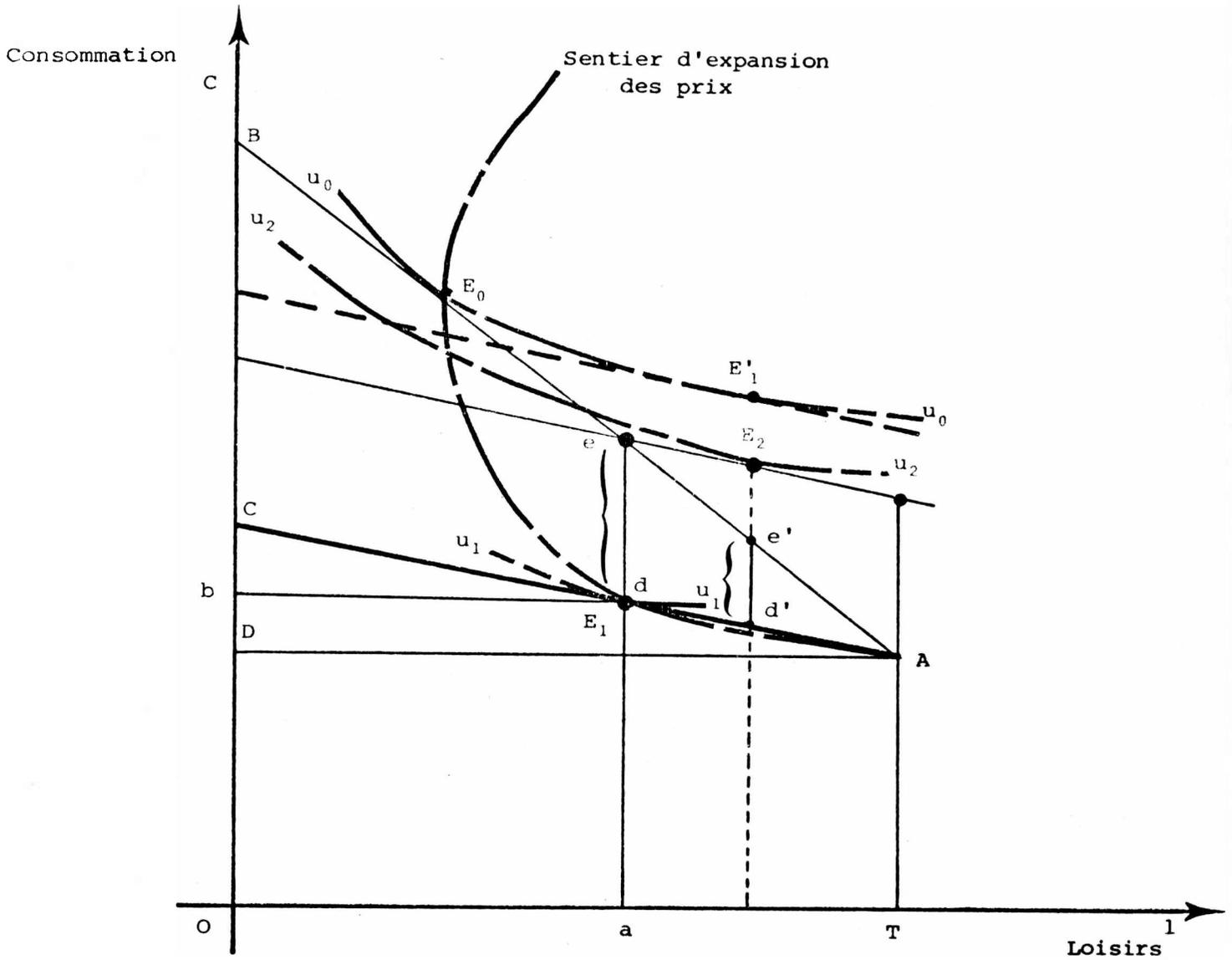


Figure 1.13.

L'incidence de l'impôt sur l'offre de travail
lorsque l'effet de substitution domine l'effet-
revenu.

est de e . L'Etat va donc redistribuer cette somme sous la forme par exemple d'aides en espèces à la famille. Mais cette aide a alors un effet revenu non salarial qui pousse sans ambiguïté les individus à augmenter leur demande de loisirs et de biens de consommation c'est à dire à réduire leur offre de travail à la fois sous forme d'une durée plus faible de travail et sous forme d'une moindre participation. En conséquence l'Etat se retrouve après avoir distribué les impôts perçus avec une offre de travail plus faible et un montant d'impôts à prélever plus bas. Il se retrouve avec de moindres possibilités de redistribuer sous forme de transferts l'argent prélevé sur le contribuable ! Existe-t-il un équilibre final ?

Reportons nous à la figure 14 où nous avons supposé des préférences homogènes. Après l'imposition l'équilibre se situe en E_2 . En ce point l'Etat peut redistribuer la somme de E_2d'' . Pour ce niveau de transfert l'équilibre serait en E_3 puisque seul l'effet revenu joue. A ce niveau d'offre de travail l'Etat ne peut redistribuer que la somme de $e'd'$. Avec cette redistribution l'équilibre se situe en E_4 . L'équilibre final sera atteint au point d'intersection entre la droite OE_1 , sentier d'expansion de l'effet revenu pour le rapport de prix correspondant au salaire net de l'impôt et l'ancienne droite des opportunités de revenu AB . En effet en ce point le montant des transferts est égal au montant de l'impôt perçu sans induire d'offre de travail ou de demande de loisirs supplémentaires. Bien entendu en ce point l'utilité de l'individu est bien inférieure à celle qu'il avait avant l'imposition. La raison en est simple. Le gouvernement par l'impôt induit une moindre offre de travail

qui l'empêche de redistribuer suffisamment d'argent pour assurer à l'individu le même niveau d'utilité. Abordons ce point.

(iv) Le coût social de l'impôt

Pour simplifier l'analyse(figure 15) supposons que l'Etat redistribue les impôts au même individu sous forme de transferts ou de dons en espèces non lié au travail salarié .Quelle est alors la quantité maximum de transferts qu'il peut redistribuer s'il désire procurer à l'individu une utilité au moins aussi grande qu'avant l'imposition ? C'est la quantité AA'.Malheureusement si l'individu reçoit cette quantité de revenu sous forme de transferts en espèces,son offre de travail diminue jusqu'en aT.Or avec cette offre de travail l'Etat ne peut prélever que ,cd,d'impôts.Faute de pouvoir taxer les loisirs ou les activités autres que le travail salarié l'Etat est dans l'incapacité de redistribuer sous forme de transferts les impots prélevés pour maintenir constant l'utilité des individus.C'est ce que l'on appelle le cout social de l'impôt.Celui ci sera d'autant plus grand que l'effet substitution ,le taux marginal d'imposition et le taux de salaire offert sur le marché en absence d'imposition sont eux memes élevés.Un effet substitution plus grand signifie que le point d'équilibre sur la courbe d'indifférence U^0U^0 est plus proche de l'axe AT.Dans ce cas la distance ,E'd,qui mesure le cout social est plus grande.Un taux marginal d'imposition (ou bien un salaire réel offert) plus élevé a pour conséquence de rendre la pente de la droite AC plus faible relativement à AB.Il s'ensuit que le point d'équilibre sur

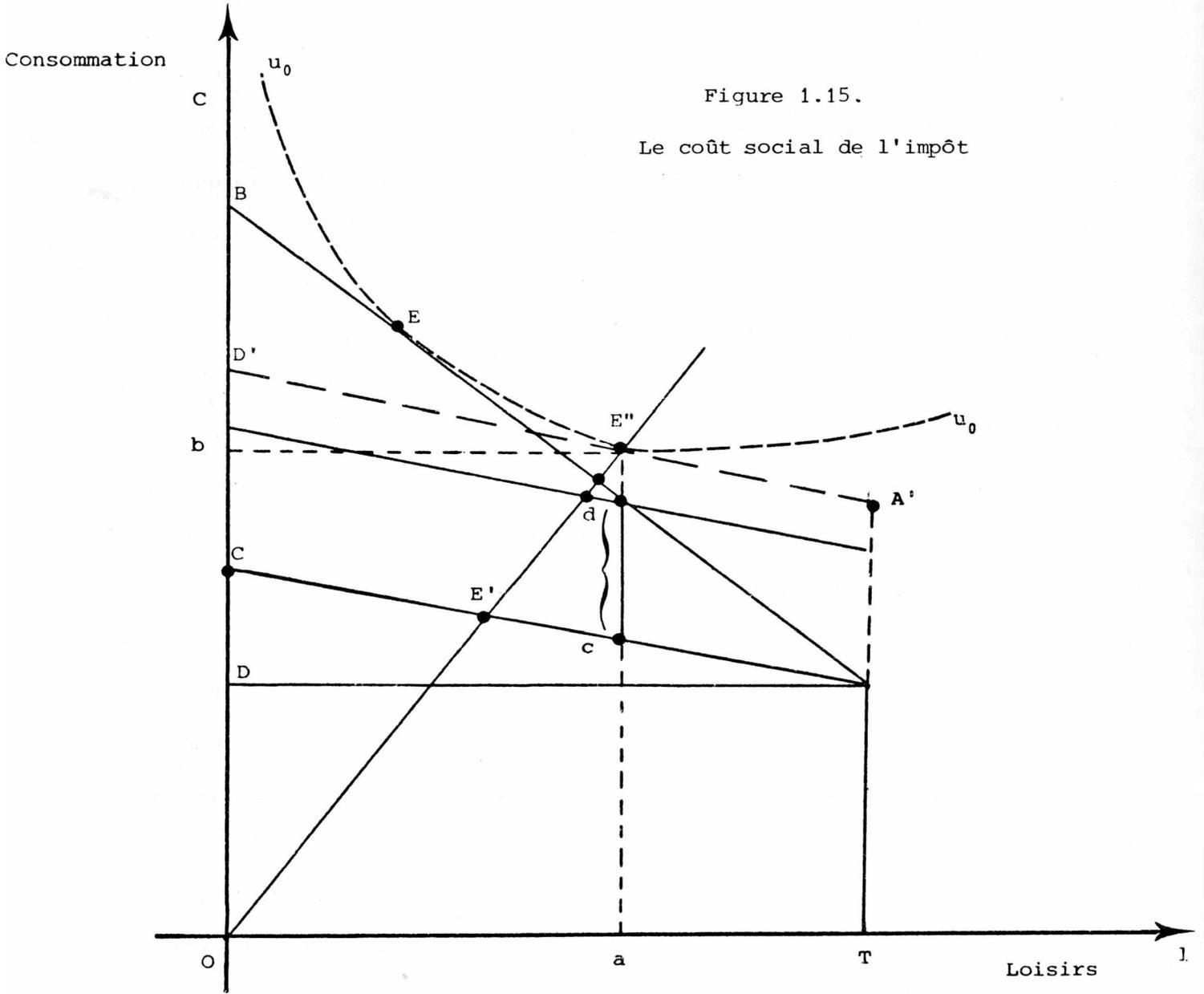


Figure 1.15.

Le coût social de l'impôt

la courbe d'indifférence se rapproche de l'axe AT et donc la distance E'd est plus grande. Il faut remarquer une chose ici. Ce n'est pas parce que les impôts n'ont pas d'effet sur l'offre de travail, au sens où lorsque l'effet revenu compense l'effet substitution l'offre de travail reste inchangée, que le coût social de l'impôt est nul. Celui-ci est essentiellement tributaire, nous venons de le voir, de l'effet substitution pur ou du taux marginal d'imposition ou du taux de salaire offert ! Il est donc parfaitement compatible d'observer une absence d'influence de l'impôt sur l'offre de travail et simultanément un coût social de l'impôt très élevé !

On peut compliquer cette analyse en introduisant une imposition progressive à seuil. La droite de budget deviendra non linéaire ou discontinue. On peut aussi introduire la production domestique et étudier les effets de l'imposition du travail salarié et des subventions à la production domestique ou bien se poser la question de savoir quelle est le niveau de l'impôt qui minimise le coût social d'imposition etc. Ces complications ne changent pas fondamentalement l'analyse faite dans cette section.

Naturellement il faut se rappeler ce que nous avons dit plus haut. Ces coûts sociaux apparaissent lorsque l'on fait des hypothèses restrictives sur l'absence d'utilité directe des dépenses gouvernementales.

CONCLUSION

Nous venons de présenter brièvement la théorie économique de l'offre de travail. Pour cela nous nous sommes inspirés de l'excellente revue de la littérature faite par Killingsworth (1983) tout en la simplifiant et en la complétant sur certains points. Le sentiment qui s'en dégage est largement positif. Bon nombre de critiques sont sans portée fondamentales telles les critiques portant sur la flexibilité des horaires de travail, sur les couts d'entrée sur le marché du travail ou les rendements non pécuniaires des activités exercées. D'autres au contraire le sont mais elles ont donné l'occasion aux économistes de développer le modèle simple d'offre de travail pour prendre en compte les choix familiaux, l'arbitrage entre la production domestique, les loisirs et le travail salarié et enfin l'offre de travail sur l'ensemble du cycle de vie permettant ainsi de mieux expliquer les cessations d'activité ou les reprises d'un travail après interruption. Enfin ce modèle, et c'est peut être son intérêt principal, offre la possibilité d'analyser de façon plus rigoureuse les incidences de la fiscalité ou para fiscalité sur le comportement des individus en soulignant les couts sociaux de ces interventions et les hypothèses sur lesquelles se fondent les économistes pour les dénoncer.

BIBLIOGRAPHIE

Becker,G.1965,"A Theory of Allocation of Time" Economic Journal 75
493-517

_____.1973,"A Theory of Marriage" Journal of Political Economy
81(July)

Ben Porath,Y.1973,"Labor Force Participation Rates and the Supply of
Labor" Journal of Political Economy 81 (July)

Cain,G.G.1966, Married Women in the Labor Force ,Chicago:University
of Chicago Press.

Ghez,G. et Becker,G.1975, The allocation of Time and Goods over the
Life Cycle New York:Columbia University Press.

Gronau,R.1974,"Wage Comparisons-A Selectivity Bias" Jouranl of
Political Economy 82 (November/December)

_____.1977,"Leisure,Home Production and Work-The Theory of the
Allocation of Time Revisited" Journal of Political Economy
85(November/December)

Hanoch,G.1980,"Hours and Weeks in the Theory of Labor Supply" in
Smith, ed. Female Labor Supply:Theory and Estimation
Princeton:Princeton University Press.

Heckman,J.J.1974,"Shadow Prices,Market Wages and Labor Supply"
Econometrica 42

_____.1976,"A Life Cycle Model of Earnings,Learning and
Consumption" Journal of Political Economy 84

_____ et Macurdy,T.E.1980 "A Life Cycle Model of Female Labour
Supply" Review of Economic Studies 47

Hicks,J.R.1932, The Theory of Wages ,London:Macmillan

_____.1946, Value and Capital Oxford:Oxford University Press

Killingsworth,M.H.1983, Labor Supply ,Cambridge Survey of Economic
Literature:Cambridge University Press

Kosters,M.1969 , "Effects of an Income Tax on Labor Supply" in
A.C.Harberger and M.J.Bailey eds. The Taxation of Income from Capital
,Washington D.C.:Brookings Institution.

Lemennicier, B. 1980, "La specialisation des roles conjugaux, les gains du mariage et la perspective du divorce" Consommation n°1

_____ et Levy-Garboua, L. 1981 "L'arbitrage Autarcie-Marché: une explication du travail féminin" Consommation n°2

Manser, M. and Brown, M. 1980, "Marriage and Household Decision Making: A Bargaining Analysis" International Economic Review 21.

Mincer, J. 1962 "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply" in National Bureau of Economic Research, Aspects of Labor Economics, Princeton: Princeton University Press.

Robbins, L. 1930, "A Note on the Elasticity of Demand for Income in Terms of Effort" Economica 10.

Samuelson, P. A. 1956, "Social Indifference Curves" Quarterly Journal of Economics 70

Slutzky, E. E. 1915 "Sulla Teoria del Bilancio del Consumatore" Giornale degli Economisti 51

Weiss, Y. 1972 "On the Optimal Pattern of Labour Supply" Economic Journal 82

CHAPITRE II

ELASTICITES-PRIX ET REVENU DE L'OFFRE DE TRAVAIL.

Bertrand LEMENNICIER

CHAPITRE 2

ELASTICITES PRIX ET REVENU DE L'OFFRE DE TRAVAIL

INTRODUCTION

L'estimation empirique de l'offre de travail ,et plus particulièrement de ses élasticités prix et revenu , est d'un grand intérêt pour au moins deux raisons.Premièrement ces estimations peuvent etre utilisées pour tester les prédictions de la théorie économique .Est ce que l'effet de substitution pur du taux de salaire sur l'offre de travail est positif c'est à dire est ce que l'elasticité prix est positive? Est ce que le loisir est un bien normal,c'est à dire est ce que l'élasticité revenu du travail est négative ? Est-ce que

la courbe d'offre de travail est coudée comme le prévoit la théorie?

Deuxièmement ces estimations empiriques constituent une étape cruciale avant l' évaluation des effets des politiques fiscales ou para fiscales.En effet le role pervers de la fiscalité ou parafiscalité ne sera vraiment mis en évidence que si l'elasticité prix de l'offre de travail est élevée.Dans le cas contraire ou cette élasticité est faible les discussions sur le role

néfaste de la fiscalité quant au comportement d'offre de travail resteront peu convaincantes.

En principe la mesure des élasticités prix et revenu de l'offre de travail est simple à obtenir. La démarche habituelle consiste à formuler une équation d'offre de travail, à trouver les contreparties empiriques aux variables employées, à collecter les données appropriées et à choisir une bonne méthode d'estimation afin d'obtenir des valeurs numériques fiables aux paramètres de cette équation. Par conséquent, une bonne partie de la recherche empirique consiste dans un effort de réflexion sur la forme fonctionnelle de l'équation à estimer, sur la définition des variables, sur la nature des données et sur les méthodes d'estimation. Cependant les difficultés rencontrées pour avoir une idée correcte de la valeur numérique des élasticités prix et revenu illustrent combien en pratique l'estimation est beaucoup plus compliquée que ne le suggèrent les quelques lignes abstraites écrites ci dessus. L'économétrie de l'offre de main d'oeuvre est exemplaire sur ce point.

Le bilan récent et extrêmement complet de la littérature économique sur les estimations des élasticités prix et revenu de l'offre de travail féminin ou masculin présenté par Killingsworth (1983) démontre la très grande variété des valeurs numériques obtenues. Celle ci laisse le lecteur étonné. En effet, au vu des résultats, il peut réellement se demander si le temps et l'argent consacrés à ces recherches ont conduit à des enseignements utilisables par ceux qui les ont financées. Comme le rappelle Killingsworth (1983) lui même (page 205) ces élasticités varient de 0.89 à 15.2!

Bien entendu, la comparaison des élasticités prix ou revenu de

l'offre de main d'oeuvre si elle est nécessaire est hasardeuse. Les élasticités sont souvent calculées au point moyen. De ce fait elles ne sont pas représentatives des élasticités de la courbe d'offre de travail. Les variables, elles memes, ne sont pas définies de façon identiques d'une étude à l'autre. Ainsi le temps de travail peut être mesuré en heures par semaine ou bien en nombre de semaines par an. Le salaire peut être mesuré en francs par heure ou en termes de revenu annuel. Les enquêtes sont souvent non représentatives de l'ensemble de la population ou bien sont difficilement comparables entre elles. Naturellement la grande impression de fragilité qui découle de toutes ces estimations est vraisemblablement une fausse impression car ces variations dans la mesure des élasticités sont la plupart du temps bien expliquées. Il n'en demeure pas moins que si la source de ces variations est aisement localisée, le choix raisonné de la bonne élasticité est un sujet de débats empirique et théorique qui peut encore laisser perplexe le profane.

L'objet des pages qui suivent est d'une part de montrer que la théorie économique de l'offre de travail n'est pas réfutée par les faits et d'autre part que la mesure de la valeur numérique des élasticités est un problème plus complexe que prévu. Pour démontrer ce point nous allons estimer sur des données françaises l'offre de travail des femmes mariées à partir d'une enquête transversale en soulignant la variété des résultats obtenus selon les données, les variables explicatives, les formes de la fonction d'offre et les méthodes d'estimations. Dans une première section nous suivrons la démarche des estimations de la première génération d'économistes qui ont affronté le problème. Dans une seconde section nous suivrons celle des estimations de la seconde génération.

SECTION 1 LES ESTIMATIONS DE LA PREMIERE GENERATION

(i) Les données

Les données auxquelles nous avons eu accès pour mener à bien notre démonstration sont tirées de l'enquête conduite par N.Tabard (1974). Cette étude menée en 1971 couvre un échantillon de 2000 femmes résidant dans des villes de plus de 10 000 habitants. Cette enquête comportait un questionnaire sur le travail féminin et un budget temps retraçant l'activité de l'épouse au cours d'une semaine. En plus de cette information, les caractéristiques socio démographiques de la famille tels la composition de la famille, le niveau d'éducation de chaque conjoint, leur âge, le lieu de résidence etc.. sont décrites et les ressources sous forme de revenu non salariaux (allocations familiales) ou sous forme de salaire (revenu du travail de l'épouse ou de l'époux) sont connues. Cette enquête n'est cependant pas représentative de l'ensemble des femmes. Les femmes observées ont plus d'enfants que la moyenne (plus de 3 enfants par famille) et les femmes actives dans l'enquête sont surreprésentées (40 % des femmes enquêtées travaillent alors qu'elles ont en moyenne plus de trois enfants).

(ii) Définition et mesures des variables

Les principales variables qui nous intéressent sont bien entendu le salaire, le revenu non salarial et les heures de travail. La plupart des études empiriques définissent le taux de salaire par un revenu mensuel ou annuel divisé par le nombre d'heures de travail, c'est à dire par un taux de salaire horaire. Dans l'enquête le temps de travail est connu pour une journée type ouvrée au moment de l'interview. Le revenu en revanche est connu au niveau du mois précédent l'enquête. Ce salaire mensuel a été ramené à un salaire horaire. Il a donc fallu diviser le salaire mensuel par le nombre moyen de jours de travail dans un mois. Le taux de salaire horaire ainsi obtenu n'est pas une variable statistiquement connue dans l'enquête mais une variable élaborée (pour ne pas dire parfois devinée) par le chercheur lui même en estimant le nombre de jours ouvrés et travaillés dans le mois par l'enquêtée. Outre les erreurs de mesure qui peuvent se multiplier dans la variable ainsi construite, il faut ajouter le problème posé par le revenu mensuel du mois précédent l'enquête qui peut être transitoire par rapport à

la période à laquelle l'offre de travail de l'enquêtée fait référence . Par ailleurs le taux de salaire horaire ainsi calculé est un taux moyen et non pas un taux de salaire marginal ce qui surestime (ou sous estime) le prix du travail si la contrainte budgétaire de l'individu n'est pas linéaire.

Pour mesurer le revenu non salarial nous avons adopté d'une part le revenu annuel du mari et le montant d'allocations familiales perçu par enfant puis d'autre part une mesure de la richesse de la famille par l'intermédiaire d'une variable dichotomique indiquant si l'enquêtée est oui ou non propriétaire de son logement. Ces variables sont introduites séparément. En effet aucune d'entre elles ne constitue véritablement un revenu totalement indépendant de la décision de travailler. Le revenu du mari comme les transferts peuvent être interprétés comme des variables qui diminuent le coût d'opportunité du temps de l'épouse. Être propriétaire de son logement ne sera pas non plus une variable à proprement parler indépendante de la décision d'offre de main d'oeuvre si la période considérée est le cycle de vie. Naturellement comme nous avons ici des données transversales et non pas temporelles ou longitudinales, nous pouvons les considérer malgré tout comme des variables mesurant l'effet revenu. La variable d'offre de main d'oeuvre est un temps de travail en heures par jour. Elle est obtenue à partir d'un budget temps. Sa mesure est de ce fait très précise puisqu'il s'agit bien du temps passé à travailler (les trajets et les heures de repas ou de loisirs sur le lieu de travail sont exclues) ce qui n'est pas souvent le cas lorsque l'offre de travail est mesurée en nombre de semaines par mois ou en nombre de mois par an. La semaine où le budget temps a été rempli est représentative d'une semaine normale de travail dans l'année. A cette variable on peut associer la

participation au marché du travail sous la forme d'une variable dichotomique qui prend la valeur 0 si la femme est au foyer et la valeur 1 si elle travaille à temps plein ou partiel.

Pour compléter nous avons ajouter l'age de l'enquêtée, le nombre d'enfants et la présence d'enfants en bas age, puis le lieu de résidence, l'expérience et le niveau d'éducation. Ces variables ont pour but soit de maintenir constant les caractéristiques socio économiques de l'enquêtée afin de mesurer l'effet des variables économiques toutes choses égales d'ailleurs, soit d'être des variables instrumentales se substituant à des variables non observées. Le tableau 1 suivant résume les moyennes et écarts types de ces différentes variables que nous avons utilisées pour estimer l'offre de travail.

TABLEAU 1

Moyennes et écarts types des variables
utilisées pour les estimations.

variables	ensemble de l'échantillon	femmes actives à temps plein
Temps de travail en heures		
par jour	4.2 (4.2)	8.4 (1.7)
Age de l'enquêtée	33.2 (6.4)	34.4 (6.0)
Pourcentage d'enquêtée habitant:		
- Paris	4.8 (21)	5.3 (22)
-Banlieue	17.0 (38)	17.0 (38)
-Ville de province >200 000 hbs	27.0 (44)	26.0 (44)
-Ville de province <200 000 hbs	27.0 (44)	32.0 (46)

Nombre d'enfants	3.3 (1.3)	3.3 (1.3)
Présence d'un enfant en bas age	43 % (49)	37 % (48)
Propriétaire du logement	34 % (547)	41 % (49)
Montant annuel des allocations familiales par enfant	1431 (534.4)	1239 (484.3)
Logarithme du salaire mensuel de l'époux	5.3 (0.47)	5.3 (0.49)
Taux de salaire horaire de l'enquêtée active à temps plein	—	8.9 (7.6)
Nombre d'années de scolarité		
___ de 8 à 11 ans	—	0.29 (0.45)
___ de 11 à 12 ans	—	0.11 (0.32)
___ de 12 à 16 ans	—	0.20 (0.40)
___ Plus de 16 ans	—	0.045 (0.20)
Experience	—	17.7 (7.2)

(iii) Spécification économétrique de la fonction d'offre

Il existe deux façons de spécifier la fonction d'offre de travail dans le but de l'estimer. La première consiste à formuler une fonction d'utilité puis, à partir de celle-ci et compte tenu de la contrainte budgétaire et des conditions d'optimisation de premier ordre, d'en déduire l'offre de travail.

Prenons à titre d'exemple la fonction d'utilité de Cobb Douglas: $\ln U = a \ln l + b \ln c$ où $a + b = 1$ avec la contrainte budgétaire $pc + wl = wT + Y$. La fonction d'offre de main d'oeuvre s'écrit :

$$(a) \quad h = aT - b(Y/w)$$

La valeur de w pour lequel h est nul est :

$$(b) \quad w^* = (bY/aT)$$

La valeur de h lorsque w tend vers l'infini est :

$$(c) \quad h = aT$$

Cette courbe d'offre dans le plan (w, h) s'écrit :

$$(d) \quad w = -bY / (h - aT)$$

Elle est monotone et croissante. La forme de la fonction à estimer est du type $y = 1 - 1/x$.

Malheureusement cette fonction n'a pas une forme coudée. Ce qui contredit une des prédictions majeures de la théorie. Cette façon de procéder peut donc conduire à des fonctions d'offre qui ont des propriétés contraires ou non conformes à la théorie proposée. Il en est ainsi de la fonction d'utilité Stone et Geary ($\ln(c - c^0) + \ln(1 - l^0)$) ou de la fonction CES (Hanoch(1965)) ou bien de toutes les fonctions d'utilité qui conduisent à

une forme linéaire de l'offre de travail (graphique 1). On remarquera qu'il en est de même si l'on cherche une fonction d'offre à partir de la fonction de coût du consommateur ou à partir d'une fonction d'utilité indirecte.

L'autre façon de procéder est de proposer une fonction d'offre de main d'oeuvre qui a les propriétés désirées de la théorie et qui est conforme aux faits puis de remonter à partir de cette spécification à la fonction d'utilité directe ou indirecte ou à la fonction de coût. Mais comme le suggère N. Stern (1984) il n'est pas certain que l'on puisse alors trouver une fonction d'utilité directe ou indirecte, ou de coût qui ait des propriétés simples ou bien qui soit mathématiquement facilement maniable. La nécessité de tester une courbe d'offre coudée impose d'adopter une forme économétrique qui autorise une grande flexibilité à l'élasticité prix. Prenons la forme quadratique en taux de salaire comme le fait Brown (1983) ou bien en log du taux de salaire comme le suggère Stern (1984).

$$(1) h = a + b w + c (w)^2 - d Y + u$$

A partir de cette spécification on peut grâce à l'identité de Roy remonter à la fonction d'utilité indirecte, une fois cette étape franchie la fonction d'utilité directe est obtenue comme la solution du problème qui consiste à minimiser la fonction d'utilité indirecte sous la contrainte de revenu (on peut se reporter à J. Hausman (1980) {et plus particulièrement pour cette fonction quadratique à N. Stern (1984)} pour l'esprit général de cette démarche). Bien entendu pour tester la théorie nous essaierons d'autres formes, linéaire, logarithme, puissance et exponentielle. Abordons ce point maintenant.

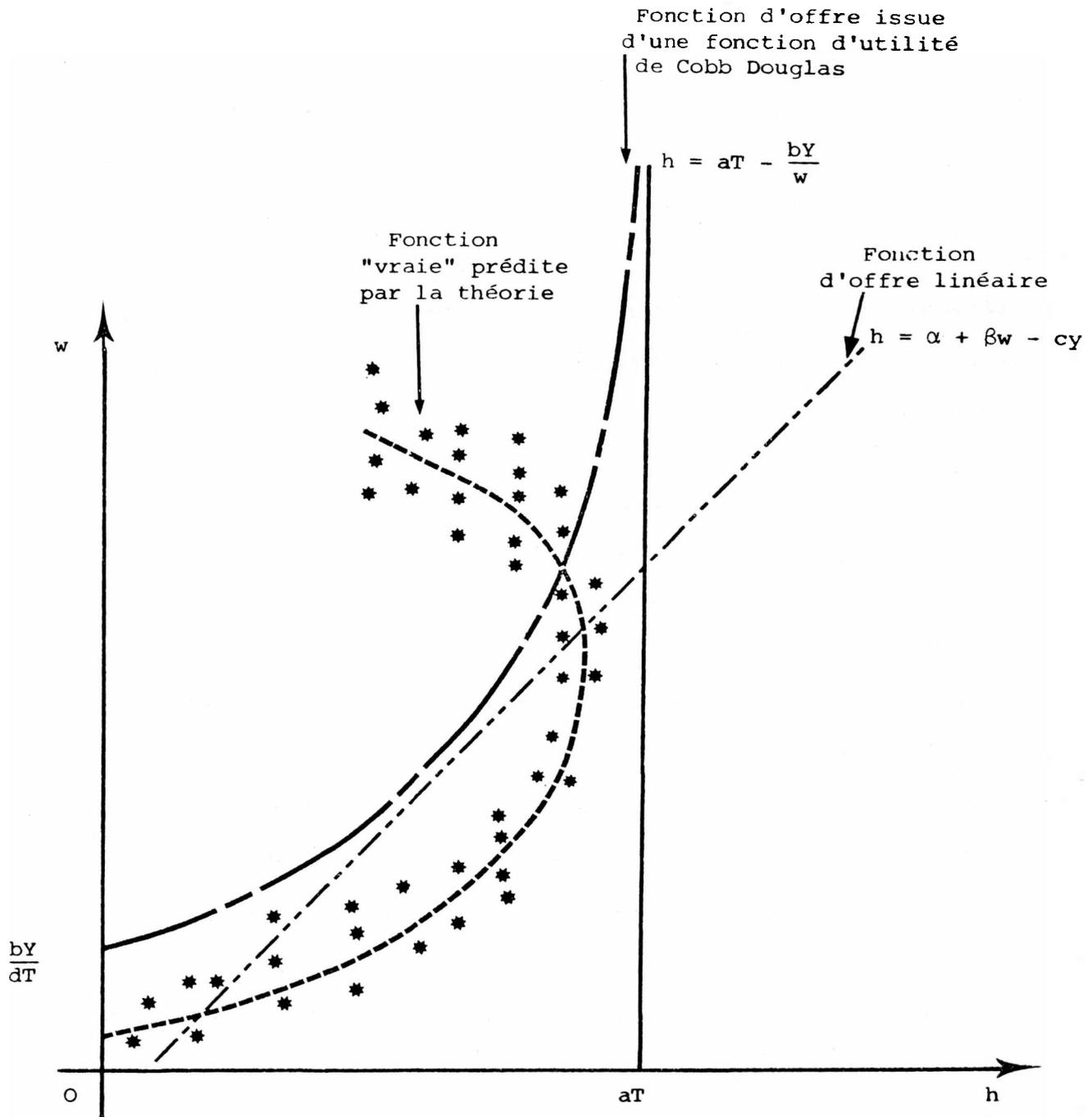


Figure 2.1.

Spécification économétrique de l'offre
de main-d'oeuvre.

(iv) Les résultats empiriques

Les premières estimations de l'offre de travail des femmes ont été faites sur l'ensemble des femmes ou sur l'ensemble des hommes. Naturellement les hommes sont pour la plupart d'entre eux à plein temps sur le marché du travail. En revanche, les femmes, elles, sont dans une proportion beaucoup plus faible dans un tel cas. Pour pouvoir comparer hommes et femmes nous avons testé la théorie de l'offre de travail sur l'échantillon des femmes actives à temps plein. Ensuite nous l'avons testée sur l'ensemble de l'échantillon.

(a) L'échantillon des femmes actives

Le tableau 2 suivant donne les résultats des estimations. La colonne (1) présente l'estimation d'une forme linéaire de la courbe d'offre et les colonnes suivantes de (2) à (5) présentent respectivement les formes quadratique, logarithmique, puissance et exponentielle. Remarquons d'emblée que, quelle que soit la forme de la fonction estimée, le taux de salaire horaire reçu par l'enquêtée joue un rôle essentiel sur la durée du travail offert. Non seulement le taux de salaire est hautement significatif mais encore comme la théorie le suggère pour les individus qui travaillent à temps plein l'effet-revenu domine l'effet de substitution de telle sorte que l'élasticité-prix de l'offre de travail au lieu d'être positive est négative. En dehors de l'âge de l'enquêtée, aucune autre variable introduite ne semble expliquer la variance de la durée du travail. Par ailleurs, les formes quadratique et exponentielle exprimées en log sont les formes de la fonction d'offre qui expliquent le mieux les données observées puisque le coefficient de corrélation au carré et ajusté du nombre de données passe de 36% pour la forme linéaire à 43% pour la forme quadratique et à 58% pour la forme exponentielle. Ceci tend à soutenir l'idée avancée par les économistes d'une courbe d'offre coudée car pour un nombre d'heures de travail non négligeable (travail à temps plein) l'effet d'une hausse du taux de salaire sur l'offre de travail est négatif.

TABLEAU 2.
L'offre de travail des femmes mariées actives (moindres carrés simples sur l'échantillon des femmes actives a temps plein).

Variables endogènes Variables exogènes	Numéros des régressions (1)						
	Temps de travail professionnel (en heures par jour, les femmes inactives ou travaillant à temps partiel sont exclues) Taille de l'échantillon : 244						
	Linéaire $h = a + bw$	Quadratique $h = a + bw + cw^2$	Puissance $\ln h = 1 \ln w$	Logarithme $h = a + b \ln w$	Exponentielle $1, h = a - bw$	Logarithme et quadratique $h = a + b \ln w + c(\ln w)^2$	Moyennes
Constante	3.491 (1.3)	2.350 (0.9)	1.660 (3.0)	5.010 (1.5)	1.161 (2.6)	2.065 (0.8)	
Age de l'épouse	0.328 (2.2)	0.341 (2.4)	0.028 (0.9)	0.303 (2.0)	0.040 (1.6)	0.322 (2.3)	34.4
Âges au carré	-0.004 (2.1)	-0.004 (2.3)	-0.0004 (0.9)	-0.004 (1.9)	-0.0005 (1.7)	-0.004 (2.7)	
Lieu de résidence : - Paris	-0.409 (0.9)	-0.223 (0.5)	-0.079 (0.8)	-0.157 (0.3)	-0.108 (1.5)	-0.186 (0.4)	0.05
- Banlieue	0.297	0.400 (1.4)	0.056 (0.9)	0.375 (1.2)	0.050 (1.0)	0.424 (1.5)	0.17
- Province (villes de plus de 200000 habitants)	-0.214 (0.8)	-0.048 (0.2)	0.023 (0.4)	-0.029 (0.1)	-0.0005 (0.0)	-0.039 (0.1)	0.26
- Province (villes de moins de 200000 habitants)	-0.266 (1.0)	-0.137 (0.6)	-0.041 (0.8)	-0.210 (0.8)	-0.0260 (0.6)	-0.102 (0.4)	0.32
Nombre d'enfants	-0.062 (0.7)	-0.061 (0.8)	-0.0008 (0.0)	-0.063 (0.7)	-0.001 (0.1)	-0.060 (0.8)	3.3
Présence d'un enfant en bas âge (3 ans)	-0.319 (1.3)	0.444 (2.0)	0.019 (0.4)	0.377 (1.6)	0.037 (0.9)	0.404 (1.8)	0.36
Propriétaire du logement	0.003 (0.0)	0.073 (0.4)	0.008 (0.2)	0.069 (0.3)	0.015 (0.5)	0.088 (0.5)	0.41
Montant annuel des allocations familiales par enfant	-0.00003 (0.1)	-0.0004 (0.2)	0.00002 (0.4)	~ ~	0.000006 (0.1)	-0.00004 (0.2)	1239
Logarithme du salaire annuel de l'époux	0.094 (0.5)	0.391 (1.97)	0.15 (3.5)	0.447 (2.1)	0.099 (3.0)	0.388 (1.9)	5.3
Taux du salaire horaire de l'épouse	-0.141 (11.2)	-0.275 (9.7)	-	-	-0.036 (17.7)	-	8.9
Log du taux de salaire horaire de l'épouse	-	-	-0.44 (11.0)	-2.18 (11.1)	-	0.736 (1.3)	
Taux de salaire horaire de l'épouse au carré	-	+0.0018 (5.2)	-	-	-	-	
Log du taux de salaire horaire de l'épouse au carré	-	-	-	-	-	-0.686 (5.5)	
Elasticité-prix : (W/R) . $\partial h / \partial W$	-0.148	(-0.28+ 0.0018w)	-0.44	-0.26	-0.32	-0.08	
R ² Ajusté	36.5%	43%	35.5%	36.1%	0.58%	43.2%	

t de Student entre parenthèses.

Pour les fonctions puissance et exponentielle, le logarithme du temps de travail lorsqu'il prend la valeur 0 a été approximé par un chiffre proche de zéro.

Les valeurs numériques des élasticité-prix varient de -0.148 pour la forme linéaire à -0.32 pour la forme exponentielle ou à -0.44 pour la forme puissance. Retenons donc l'élasticité-prix de -0.32 pour un salaire moyen horaire de 8.90F correspondant à la forme fonctionnelle qui explique le mieux l'offre de travail. Cette élasticité sera d'autant plus faible en valeur absolue que le taux de salaire est lui-même élevé. Ce résultat est à peu près conforme à ce que l'on observe pour les hommes dans d'autres enquêtes et pour d'autres pays. En revanche, il diffère profondément de ce qui est observé pour les femmes. En général, on observe une élasticité-prix positive et en valeur absolue beaucoup plus élevée. Cette différence s'explique aisément. En effet, la plupart des estimations qui ont été faites l'ont été sur l'ensemble des femmes actives à temps plein ou partiel et parfois même sur l'ensemble des femmes actives ou inactives c'est-à-dire sur des échantillons non comparables à ceux des hommes. Estimons l'offre de travail sur l'ensemble des femmes de l'enquête ayant répondu au budget-temps pour confirmer cet argument.

(b) l'ensemble des femmes actives ou inactives

Reportons-nous au tableau 3 où nous présentons des estimations de l'offre de travail pour l'ensemble des femmes. Pour pallier le manque d'information sur le salaire que devrait percevoir les femmes qui sont au foyer, nous avons estimé un salaire potentiel à partir de l'échantillon des femmes actives à temps plein. En effet, connaissant les déterminants du salaire perçu par ces femmes, nous pouvons imputer un salaire fictif aux femmes au foyer (note 1). Les résultats obtenus contrastent singulièrement avec ceux de l'échantillon des femmes actives. En effet, cette fois

TABLEAU 3
L'offre de travail des femmes
(ensemble de l'échantillon)
577

Variables endogènes Variables exogènes	Temps de travail professionnel (en heures par jour, y compris celui des femmes qui ne travaillent pas (ce temps prend la valeur zéro) ou qui travaillent à temps partiel)					
	Forme de la fonction					
	Linéaire	Quadratique	Puissance	Logarithmique	Exponentielle	Log. au carré
Constante	1.884 (0.4)	1.841 (0.4)	-8.367 (1.9)	-3.112 (0.7)	-2.775 (0.6)	0.557 (0.0)
Age de l'épouse	0.629 (2.7)	0.615 (2.6)	0.627 (2.8)	0.712 (3.3)	0.515 (2.2)	0.725 (3.3)
Age au carré	-0.008 (2.7)	-0.008 (2.6)	-0.008 (2.7)	-0.009 (3.2)	-0.006 (2.1)	-0.010 (3.1)
Lieu de résidence : - Paris	-0.704 (0.8)	-0.716 (0.8)	-0.285 (0.3)	-0.753 (0.9)	-0.256 (0.3)	-0.696 (0.8)
- Banlieue	-0.054 (0.1)	-0.06 (0.8)	-0.296 (0.5)	-0.061 (0.1)	-0.301 (0.6)	-0.033 (0.1)
- Province (villes de plus de 200000 habitants	-0.257 (0.5)	-0.265 (0.5)	-0.136 (0.3)	-0.303 (0.6)	-0.107 (0.2)	-0.268 (0.6)
- Province (villes de moins de 200000 habitants	-1.162 (2.1)	-1.176 (1.9)	-0.754 (1.5)	-0.771 (1.6)	-1.228 (2.2)	-0.725 (1.4)
Nombre d'enfants	0.506 (3.5)	0.507 (3.5)	0.499 (3.4)	0.519 (3.6)	0.486 (3.3)	0.513 (3.5)
Présence d'un enfant en bas âge (3 ans)	-0.759 (1.9)	-0.759 (1.9)	-0.915 (2.3)	-0.794 (2.0)	-0.882 (2.2)	-0.794 (2.0)
Propriétaire du logement	0.370 (1.0)	0.370 (1.0)	0.527 (1.4)	0.383 (1.0)	0.516 (1.4)	0.374 (1.0)
Montant annuel des allocations familiales	-0.003 (9.2)	-0.003 (9.2)	-0.003 (8.6)	-0.003 (9.1)	-0.003 (8.7)	-0.003 (9.2)
Logarithme du salaire annuel de l'époux prédit par l'équation (a)	-1.489 (3.9)	-1.490 (3.9)	-1.612 (4.1)	-1.553 (4.0)	-1.560 (4.0)	-1.551 (4.0)
Taux de salaire horaire	0.344 (3.3)	0.370 (0.7)	-	-	0.391 (3.7)	-
Taux de salaire horaire au carré	-	-0.001 (0.05)	-	-	-	-
Log du taux de salaire	-	-	3.579 (3.9)	3.293 (3.7)	-	-0.409 (0.0)
Log du taux de salaire au carré	-	-	-	-	-	0.902 (0.4)
R ² ajusté	18.7%	18.6%	19.0%	19.1%	18.7%	18%
Elasticité prix : w/h ∂h/∂w	0.69	0.74	3.6	0.78	3.29	0.31

t de Student entre parenthèses.

l'élasticité de l'offre de travail vis à vis du taux de salaire est positive et peut excéder l'unité. Les valeurs numériques des élasticités varient de 0.31 à, 3.6 selon la forme de la fonction estimée. Par ailleurs l'âge et le nombre d'enfants poussent la femme à travailler. En revanche la présence d'enfants non scolarisés, le montant des allocations familiales par enfant, le revenu de l'époux et la résidence dans une ville de moins de deux cent mille habitants désincitent les femmes à travailler. L'effet substitution domine l'effet revenu. Ce résultat peut sembler contradictoire avec le précédent. En réalité il n'en est rien. En effet la théorie nous prédit que si la durée moyenne de travail est faible (ce qui est le cas pour cet échantillon), l'effet substitution domine l'effet revenu. On peut même aller plus loin comme le rappelle opportunément Ben Porath (1973), pour les femmes qui sont hors marché et qui constitue 60 % de cet échantillon, l'effet revenu d'une hausse du taux de salaire ne joue pas. En revanche l'effet substitution joue pleinement (rappelons la formule de l'équation de Slutsky : $E(w) = e(w) + (wh/wT+Y).n(w)$ où $e(w)$ est l'élasticité de substitution pur qui est positive, $n(w)$ l'élasticité revenu qui est négative et $wh/wT+Y$ la part du revenu salarial dans le revenu de plein temps. Lorsque h est nul, l'élasticité totale $E(w)$ est égal à l'élasticité de substitution pur positive: $e(w)$. Plus le temps de travail h est élevé plus dans l'élasticité totale, l'élasticité revenu domine.) Les personnes inactives ou travaillant à temps partiel sont incitées à offrir un montant accru d'heures de travail tandis que celles qui sont actives peuvent au contraire être incitées à réduire celui-ci. Contrairement à ce qu'affirme Killingsworth (1983) il n'est pas nécessaire d'expliquer l'anomalie observée entre les hommes et les femmes, les hommes ayant une courbe d'offre à pente négative et les femmes à

pente positive, simplement parce que celle ci n'existe pas dès que l'on rend comparable la durée de travail des hommes et des femmes. Reportons nous au tableau 3. Quelle que soit la forme de la fonction aucune en réalité ne s'avère meilleure qu'une autre. Ceci signifie que l'on n'arrive pas à mettre en évidence économétriquement une courbe d'offre coudée dès que l'ensemble de l'échantillon est pris en compte. Le graphique 2 suivant donne la clé de cette difficulté. En effet la plupart des points (60% d'entre eux) sont concentrés à l'origine ou près de l'origine et le reste se disperse avec une plus grande concentration des points aux alentours de huit à 9 heures par jour pour les femmes qui travaillent à temps plein. Statistiquement c'est cette opposition des deux nuages de points que l'on estime c'est à dire, en réalité, la probabilité de participer à plein temps au marché du travail. Le tableau 2 paradoxalement teste non pas l'effet du taux de salaire sur la durée du travail mais sur la participation au marché de la main-d'oeuvre. Or la théorie économique, nous l'avons vu au chapitre précédent, nous enseigne que l'individu décide d'entrer sur le marché du travail si le taux de salaire offert est égal ou supérieur au taux de salaire minimum demandé pour travailler lorsque cet individu ne travaille pas. La probabilité de participer est une fonction croissante du taux de salaire offert et décroissante du taux de salaire minimum demandé. Celui ci par ailleurs est une fonction croissante des formes de revenu autres que salarial et des contraintes s'exerçant sur le temps de l'individu puis décroissante des contraintes portant sur ses dépenses (équation 5 chapitre 1). Le revenu de l'époux, les allocations familiales par enfant ou la présence d'un enfant non scolarisé ou vivre dans une ville où les emplois sont rares élèvent le salaire minimum demandé. En revanche l'âge, le nombre

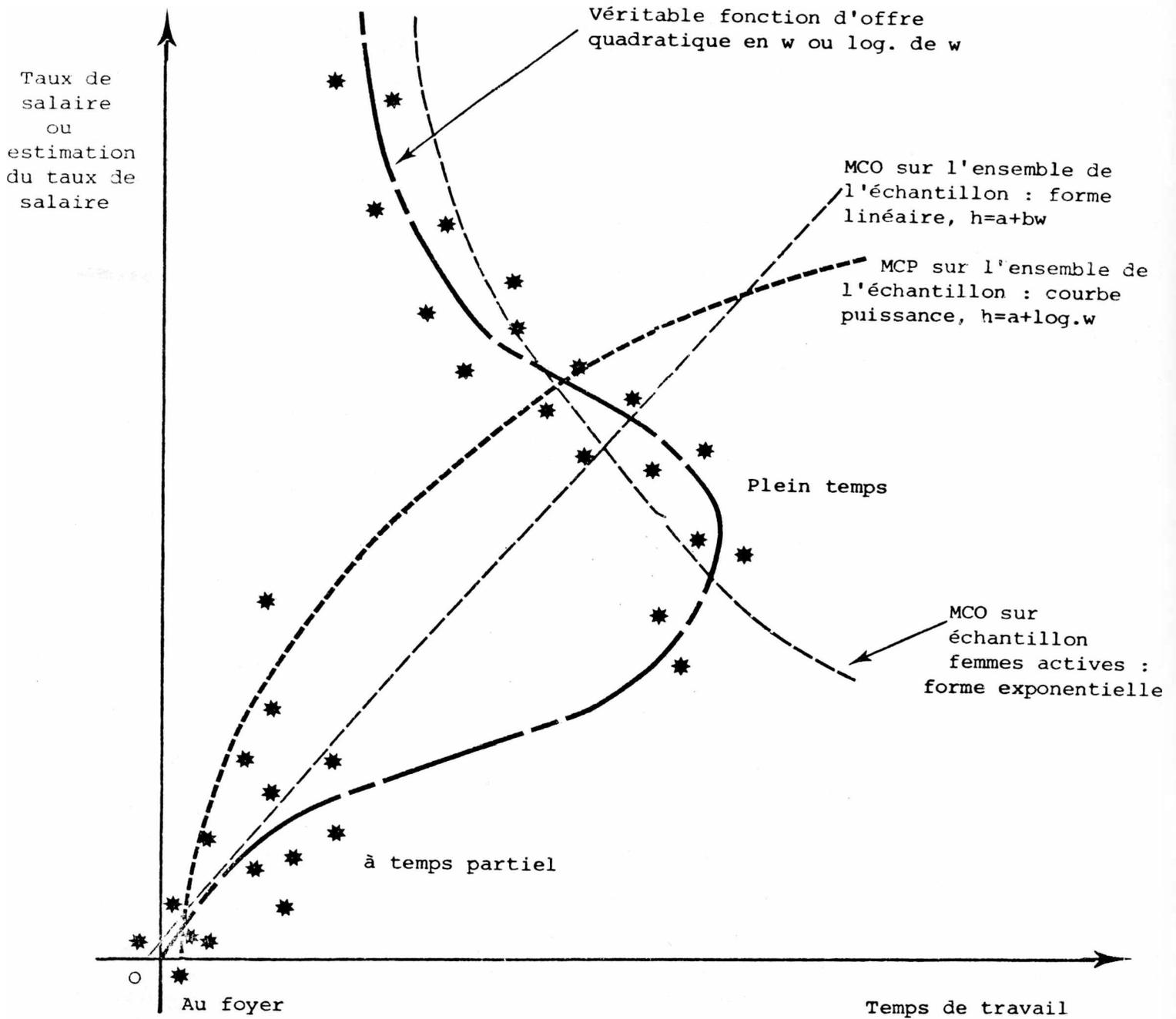


Figure 2.2.

L'offre de travail des
femmes mariées

d'enfants etre propriétaire de son logement (et donc vraisemblablement endetté) diminuent le niveau d'exigence de l'individu. Ne connaissant pas directement le salaire exigé par les enquêtés, on peut estimer une forme réduite correspondant au tableau 3. Les résultats obtenus confirment alors la théorie économique puisque l'ensemble de ces variables sont significatives sur cet échantillon et ne le sont pas justement sur celui des femmes actives à temps plein! Bien entendu cette interprétation nous éloigne des estimations de la première génération. En effet en pratique les résultats du tableau 3 constituent une première version des estimations de la seconde génération. Abordons celles ci maintenant.

SECTION 2 LES ESTIMATIONS DE LA SECONDE GENERATION

Pour comprendre les idées fondamentales qui soutiennent les estimations de la seconde génération il est utile d'une part de rappeler que l'offre de travail est le produit de la probabilité de participer au marché du travail par le nombre d'heures de travail offert et d'autre part que l'élasticité totale est la somme des elasticités de participation et du nombre d'heures de travail:

$$(a) L = P \cdot h \text{ et } (b) E(w) = e(pw) + e(hw)$$

Si les estimations sur l'échantillon des femmes actives donnent un aperçu de l'élasticité du nombre d'heures de travail offert en fonction du taux de salaire, l'élasticité totale sera connue si l'on estime une fonction de participation (en créant par exemple une variable qui prend la valeur 1 quand les femmes travaillent et la valeur 0 autrement) dont les arguments principaux sont les déterminants de l'entrée sur le marché du travail. Revenons au modèle théorique du chapitre précédent.

(i) un retour au modèle théorique

Supposons que le taux de salaire réel, w/p , offert par les firmes soit déterminé par les caractéristiques individuelles de la femme

,age,éducation expérience et lieu d'habitat élément qui peuvent être observé pour tous les individus de l'enquête. Ajoutons à cette fonction un terme d'erreur représentant l'ensemble des facteurs non observables (motivation, capacité innée etc..). Nous avons :

$$(2) \quad w/p = W(X , u)$$

Maintenant nous savons que l'offre de travail est déterminée par les équations suivantes

$$(3) \quad \text{si } W^* > w/p \text{ alors } h = 0$$

(4) si $W^* < w/p$ alors le nombre d'heures de travail offert, $h/h > 0$ est déterminé en trouvant la valeur de h qui égalise l'utilité marginale du loisir à celle de la consommation par franc dépensé dans chaque activité:

$$UM_l(T-h, (Y+wh)/p)/w = UM_c(T-h, (Y+wh)/p)/p$$

avec $T-h=1$ et $c = (Y+wh)/p$. On peut réécrire cette équation sous la forme suivante :

$$UM_l(T-h, (Y+wh)/p)/UM_c(T-h, (Y+wh)/p) = w/p$$

ou bien sous la forme:

$$(4') \quad TMS(T-h, (Y+wh), Z, v) = w \text{ en posant } p=1$$

où Z représente les variables observables pour tous les enquêtés, autres que les revenus non salariaux, Y et les contraintes de temps, T , qui sont censées affecter le taux marginal de substitution entre le loisir et la consommation ou le revenu comme la présence d'enfants en bas âge ou le nombre d'enfants dans la famille. En revanche v représentent des variables non observables comme le goût intrinsèque pour le loisir.

Le taux de salaire minimum demandé, W^* , est la valeur de ce taux marginal

de substitution au point où h est nul :

$$(5) \quad W^* = TMS(T, Y, Z, v)$$

Pour illustrer cette démarche reprenons la fonction d'utilité de Cobb Douglas, le taux marginal de substitution s'écrit :

$$(6) \quad TMS = (b/a)(c/l)$$

remplaçons l par $T-h$ tirée de la contrainte de temps et c par $(wh+Y)$ tirée de la contrainte de revenu, on obtient :

$$(7) \quad TMS = (b/a) \cdot (wh+Y) / (T-h)$$

L'équation (4') devient :

$$(8) \quad TMS = (b/a) \cdot (wh+Y) / (T-h) = w$$

de cette équation on tire h en fonction des autres variables :

$$(9) \quad h = (aT/w) (w - (bY/aT))$$

or bY/aT est égal à W^* , on a donc :

$$(10) \quad h = (aT/w) \left(\frac{w - W^*}{w} \right)$$

Lorsque W^* est égal ou supérieure à w , $h = 0$; lorsque w est supérieur à W^* , h est positif et décroissant avec le niveau de plus en plus élevé de w . On peut donc réécrire l'équation (4') de la façon suivante :

$$(11) \quad h = f\left(\frac{w - W^*}{w}\right)$$

avec

$$(2) \quad w = W(X, u)$$

et

$$(5) \quad W^* = TMS(T, Y, Z, v)$$

les équations (2) (5) et (11) déterminent simultanément la participation au marché du travail et la durée du travail offerte si les individus acceptent de travailler.

Bien que très simple à décrire, cette approche présente les memes

inconvenients que ceux cités précédemment. En effet le taux marginal de substitution doit être tel que la fonction d'offre que l'on en déduit montre une forme courbée comme le prédit la théorie. Généralement les estimations de la seconde génération ont proposé des fonctions linéaires des équations (2) (5) et (11). Écrivons les :

$$(2') w = b + aX + u$$

$$(5') W^* = c + dZ + v$$

$$(11') h = f.(w - W^*) + z \text{ si } w > W^* \text{ et } h = 0 \text{ autrement}$$

X et Z seront considérés comme des vecteurs résumant un ensemble de variables observables pour chaque enquêtée et z une variable résumant les facteurs non observables qui joueraient un rôle dans la participation au marché du travail.

Habituellement le taux de salaire offert, w , est connu pour les femmes actives à temps plein mais n'est pas connu pour les femmes au foyer. À partir de l'équation (2) on peut imputer à toutes les femmes actives et au foyer

un salaire fictif correspondant aux caractéristiques X compte tenu des paramètres a , estimés. On obtient un salaire potentiel ou prédit que nous appellerons \hat{w} . En revanche le taux de salaire demandé, W^* , n'est pas connu dans les enquêtes. On lui substitue alors ses déterminants tirés de l'équation (5) ou (5'). Finalement l'équation (11') peut se réécrire :

$$(12) h = f.(\hat{w} + e - c - dZ - v) + z \text{ si } \hat{w} + e > c + dZ + v \text{ et } h = 0 \text{ autrement}$$

où \hat{w} est le salaire potentiel calculé pour chaque femme et e , l'erreur commise dans cette prédiction. Abordons l'estimation de cette équation maintenant.

(ii) La participation au marché du travail

Participer au marché du travail revient au fait d'être employé ou de ne pas être employé. (Dans beaucoup d'enquêtes être employé n'exclut pas d'être dans la situation d'un demandeur d'emploi ou d'un chômeur; dans l'enquête présente tel n'est pas le cas). Les équations (2) (5) et (11) ou bien (2') (5') et (11') peuvent être ramenées à une seule équation fondamentale en substituant w et W^* par leur valeur tirée de (2) et (5) dans (11). Prenons les formes linéaires on obtient :

$$(12') \quad h = f.(b + aX + u - c - dZ - v) + z$$

h est positif si et seulement si $fu + z - fv > -(fb + aX - c - fdZ)$ autrement h est nul. Ou bien on retient l'équation (12) en utilisant le salaire potentiel, \hat{w} .

$$(12) \quad h = f.(\hat{w} + e - c - dZ - v) + z$$

Prenons cette dernière équation, h est positif si et seulement si :

$$(13) \quad fe + z - fv > - (f\hat{w} - fc - fdZ)$$

Or e, v et z sont des variables aléatoires non observables qui résument les erreurs de prédiction du salaire potentiel, les goûts ou bien d'autres influences inconnues à ce jour. On fait alors une hypothèse sur la distribution dans la population de e, v et z . Habituellement on suppose que ces variables aléatoires sont de moyennes nulles et suivent une loi normale dans la population. Posons $fe + z - fv$ égal à U puis $f\hat{w} - fc - fdZ$ égal à J . Alors la variable U / σ , a une moyenne nulle et suit une loi Normale standard où l'écart type de la distribution est σ . Reportons nous à la figure 2.3. suivante qui décrit la densité de probabilité de la variable $f(U / \sigma)$ pour chaque

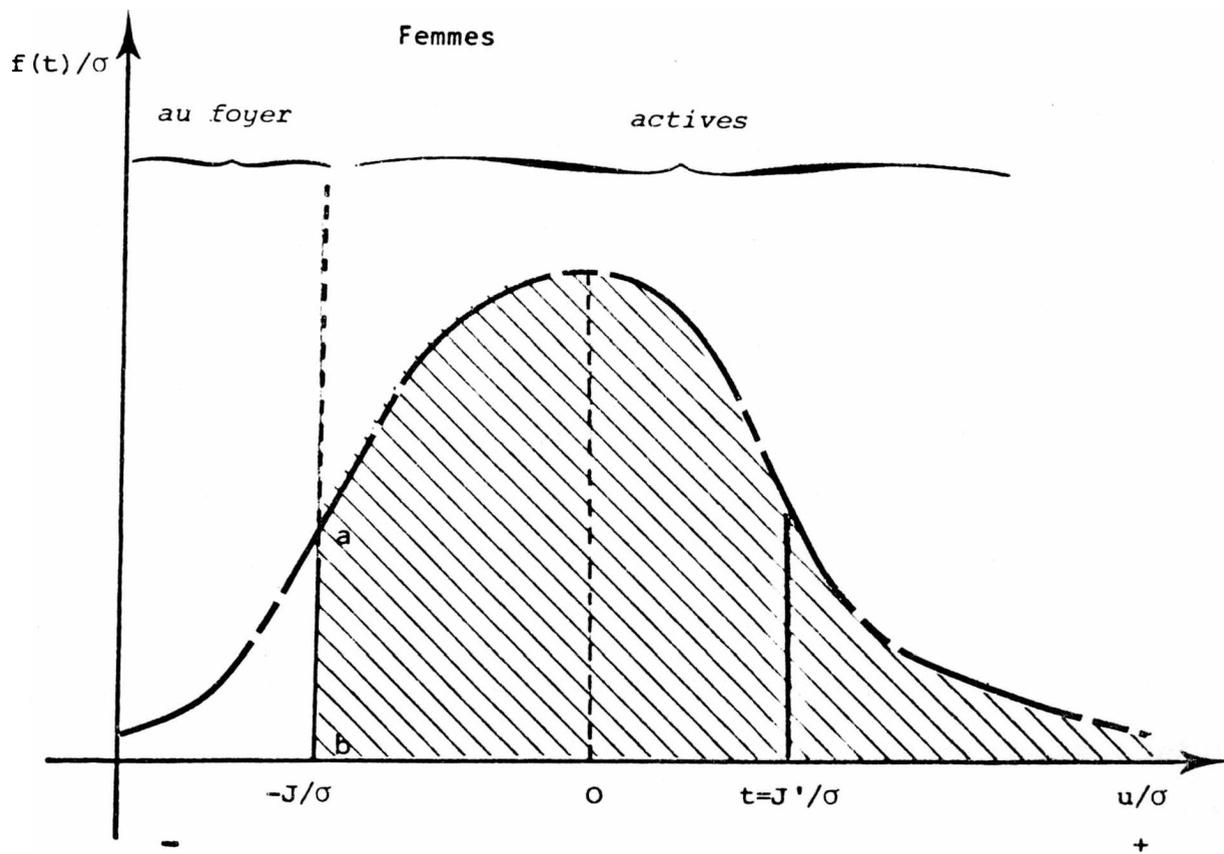


Figure 2.3.
Analyse PROBIT

valeur de U/σ . Comme U est de moyenne nulle, la courbe de densité est centrée sur la valeur zéro. La hauteur de la courbe, à chaque valeur de U/σ , telle que celle correspondant au point t , est égal à la densité de probabilité de U/σ pour cette valeur de t c'est à dire à $f(t)$. En conséquence la probabilité pour qu'un individu travaille est donnée par :

$$(14) \quad \text{Pr}(i \text{ travaille}) = \text{Pr}(U/\sigma > -J/\sigma)$$

Cette expression est en fait égal à :

$$(15) \quad \begin{aligned} &= \int_{-J/\sigma}^{\infty} f(t) dt \\ &= 1 - F(-J/\sigma) \end{aligned}$$

où $J = \hat{w} - fc - fdZ$

En résumé la probabilité pour qu'un individu travaille quand la valeur de J/σ est égal par exemple à ab , est mesurée par l'aire hachurée à droite de ab .

Plus le salaire offert w estimé par $b+aX$ ou prédit par \hat{w} est élevé, plus $-J/\sigma$ diminue et plus la droite ab se déplace vers la gauche, donc la probabilité de travailler s'accroît. Par contraste plus le taux de salaire demandé W^* estimé par $c+dZ$ s'élève plus $-J/\sigma$ est grand, plus la droite ab se déplace vers la droite et plus la probabilité de participer au marché du travail est faible (à droite de la moyenne bien entendu la valeur du seuil J/σ devient non pas $-J/\sigma$ mais $+J/\sigma$).

La probabilité de travailler pour un individu, i , est $1-F(-J_i/\sigma)$

où $F(-J_i/\sigma)$ est une fraction qui dépend des paramètres f, c, d qui ne sont pas connus. De la même façon pour un autre individu, k , la probabilité de participer peut s'écrire $1-F(-J_k/\sigma)$. Tant que ces probabilités sont indépendantes, la probabilité que les individus i et k travaillent est égale à $\langle 1-F(-J_i/\sigma) \rangle \langle 1-F(-J_k/\sigma) \rangle$. Par extension dans un groupe d'individus où N

d'entre eux travaillent et K ne travaillent pas, la probabilité que l'on observe ce que l'on observe - c'est à dire la vraisemblance - s'écrit :

$$(16) L = \prod_{i=1}^N \langle 1 - F(-J_i/\sigma) \rangle \cdot \prod_{k=N+1}^K \langle F(-J_k/\sigma) \rangle$$

Cette équation est appelée Les paramètres $-f, c, d$
peuvent être estimés en maximisant la fonction de vraisemblance, L , (ou en minimisant le logarithme de cette fonction) par rapport à ces paramètres $-f, c, d, \sigma$.

Naturellement cette équation Probit ignore le nombre d'heures de travail offert par les individus qui participent à l'offre de main d'oeuvre alors que dans l'enquête par exemple ce nombre d'heures est parfaitement connu. Pour tenir compte de cette information supplémentaire faisons les remarques suivantes. La probabilité pour une femme de rester au foyer s'écrit simplement :

$$(17) \quad \Pr(i \text{ ne travaille pas}) = F(-J_i/\sigma)$$

La probabilité qu'un individu travaille h heures et que ce montant soit positif s'écrit :

$$(18) \quad \Pr(i \text{ travaille } h \text{ heures et } h > 0) = \Pr(i \text{ travaille } h \text{ heures} / h > 0) / \Pr(h > 0) = f(U_i/\sigma) / \sigma$$

La fonction de vraisemblance s'écrit alors de la façon suivante :

$$(19) \quad L = \left\langle \prod_{i=1}^N f(U_i/\sigma) / \sigma \right\rangle \cdot \left\langle \prod_{k=N+1}^K F(-J_k/\sigma) \right\rangle$$

où $-J_k = f\hat{w} - fc - fdZ$ et $U_i = h - (f\hat{w} - fc - fdZ)$

fonction qui n'est pas autre chose que la fonction de vraisemblance de Tobin (1958) ou l'équation Tobit. La première partie de cette équation est identique à la fonction de vraisemblance implicite à une régression par la méthode des moindres carrés simples et porte sur l'échantillon des femmes qui travaillent, en revanche l'autre partie ressemble à la fonction de

vraisemblance de l'équation du probit .L'analyse Tobit est donc une combinaison de la régression simple et de l'analyse Probit.Si toutes les femmes travaillaient dans l'enquete la deuxième partie de l'équation de vraisemblance du Tobit disparaîtrait ramenant le Tobit à une régression simple estimée par un maximum de vraisemblance donnant des estimations identiques à celles des moindres carrés simples.Ceci suggère qu'il existe un problème crucial de selection d'échantillonnage.Examinons ce point avec plus d'attention.

(iii) Les biais d'auto selection

Lorsque l'on selectionne un échantillon à partir d'une population,en général ,on fait en sorte que cet échantillon soit représentatif de la population entière.On tire donc celui ci au hasard dans la population entière.Mais très souvent il n'en est pas ainsi simplement parce que le chercheur s'intéresse à une sous population .Par exemple on décide d'examiner le comportement d'offre de travail des pauvres ,ou bien des femmes mariées,des hommes ou des jeunes etc.Il se peut aussi que les seules données disponibles correspondent à un sous groupe de la population entière (le salaire n'est connu que pour les gens qui travaillent,les caractéristiques des criminels ne sont connues que pour ceux qui ont été appréhendés etc..).En général lorsque cette auto selection a pour source un critère exogène comme l'age ,la race, ou le sexe dont on peut penser qu'il est déterminé indépendamment de l'offre de travail aucune difficulté particulière n'apparait.En revanche si ce critère est lié à la décision d'offre de travail alors les complications commencent.Ces

difficultés surviennent parce que la moyenne du terme d'erreur de la variable que l'on cherche à expliquer dans l'échantillon sélectionné n'est pas une variable aléatoire de moyenne nulle même si pour la population entière celle-ci l'est. En conséquence la méthode des moindres carrés simples est inappropriée puisque l'une des hypothèses sur laquelle elle repose implique un terme d'erreur de moyenne nulle. Pour comprendre intuitivement l'essentiel de ce problème reportons nous à la figure 4 suivante où nous représentons sur l'axe vertical le taux de salaire et sur l'axe horizontal le nombre d'heures de travail offert. Celle-ci décrit une offre de travail tirée d'une fonction d'utilité de Cobb Douglas et une distribution uniforme ou rectangulaire du terme d'erreur de la variable à expliquer, h . Il existe au total 99 individus. 48 d'entre eux travaillent, 51 ne font rien. Lorsque l'on estime une fonction d'offre de travail sur l'ensemble de la population (à supposer que l'on connaisse avec exactitude les salaires et les heures de travail que les personnes au foyer seraient prêtes à faire) la courbe CAB qui passe par le milieu des points de la distribution sera l'offre de travail estimée par les moindres carrés simples puisqu'en ces points pour chaque valeur de w la moyenne de la distribution des erreurs est nulle comme pour l'ensemble de la population. Maintenant prenons l'échantillon des individus qui travaillent c'est à dire tous les points à droite de l'axe vertical pour lesquels h est positif. Cette fois sur les 48 points correspondants aux individus qui travaillent, 15 points sont tels que le nombre d'heures de travail offert pour un niveau de salaire donné ne correspond pas à la moyenne du temps de travail offert par les individus

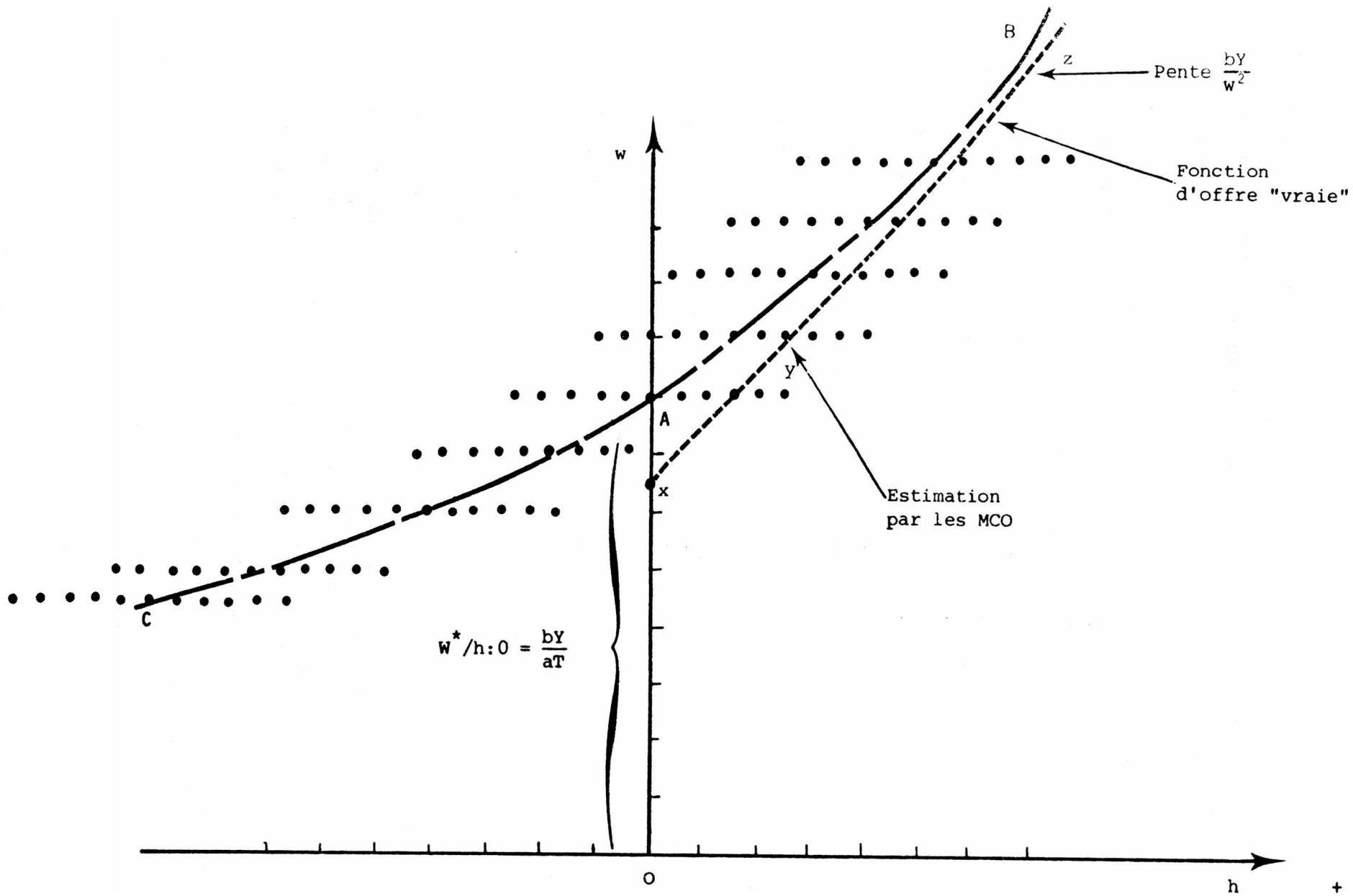


Figure 2.4.
 Estimation par les moindres carrés simples sur l'échantillon
 des femmes actives
 (voir Killingsworth, p. 81).

qui touchent ou peuvent prétendre toucher ce niveau de salaire. Pour les salaires les plus bas, l'échantillon des femmes actives n'est pas représentatif de la population correspondant à ces salaires là. La moyenne des erreurs de la distribution est donc positive pour ces 48 points au lieu d'être nulle comme pour les 99 points de la population. Mais la méthode des moindres carrés fait l'hypothèse que sur l'échantillon de 48 points cette moyenne est nulle. La droite de régression passant au milieu de la distribution des 48 points pour chaque niveau de salaire se trouve être systématiquement en dessous de la véritable courbe d'offre. Par ailleurs plus le salaire s'accroît, plus les gens qui travaillent sont représentatifs de la population percevant ces taux de salaires et plus la moyenne de la distribution des erreurs s'approche de zéro. Les erreurs sont corrélées négativement avec la variable explicative : taux de salaire. Plus donc le salaire s'élève plus la droite de régression se rapproche de la véritable courbe d'offre de telle sorte que cette estimation donne une pente plus forte que celle réelle et simultanément un taux de salaire demandé pour la première heure de travail beaucoup plus faible que celui de la véritable courbe d'offre ! Pour comprendre ce problème dans des termes plus généraux, il est bon de rappeler la formule suivante de la valeur attendue du nombre d'heures de travail pour un salaire donné :

$$(20) E(h/w(1)) = E(aT + b(Y/w(1)) + z/w(1))$$

Developpons cette expression, on obtient :

$$(21) E(h/w(1)) = aT + b(Y/w(1)) + E(z/w(1))$$

où $E(z/w(1))$ est la valeur attendue de l'erreur pour le salaire donné $w(1)$. Si cette valeur attendue est nulle dans la population totale cela signifie que z est non corrélé avec le taux de salaire w . Sur le graphique précédent la distance des points à la droite CAB est en moyenne nulle pour

chaque valeur de w . Si donc cette valeur attendue est nulle on a :

$$(22) E(h/w(1)) = aT + b(Y/w(1))$$

Maintenant considérons une régression sur un sous échantillon de cette population où la valeur attendue de z n'est pas corrélée avec le taux de salaire. Que devient alors $E(z/w(1))$? On peut l'écrire de la façon suivante : $E(z/w(1), S > c)$ où S est la variable sur laquelle on sélectionne le sous échantillon et c est une valeur critique de cette variable. Dans le cas qui nous intéresse S est le nombre d'heures de travail, h , et c , est la valeur zéro. On sélectionne les individus qui travaillent. En conséquence $E(z/w(1), h > 0) = E(z/w(1), z > -(aT + b(Y/w(1)))$. Cette expression est non nulle, même si $E(z/w(1))$ est nul dans la population pour chaque taux de salaire. Un critère de sélection qui ne retient que les points pour lesquels $z > -(aT + b(Y/w(1)))$ est évidemment un critère qui exclut les observations pour lesquels z est petit. En moyenne donc les z dans ce sous échantillon sont positifs. Dans ce cas les hypothèses validant la procédure d'estimation par les moindres carrés simples sont violées et les estimations sont biaisées. En revanche si S correspond à l'âge de l'enquêtée et c à 35 ans bien que ce critère de sélection soit systématique et conduise à un échantillon non tiré au hasard il l'est quand même vis à vis du nombre d'heures de travail offert et $E(z/w(1), S > c)$ est nul. On peut compliquer cette analyse et supposer que le critère de sélection est une fonction de variables observables R et non observables q de telle sorte que $S = mR + q$. Il en est ainsi du revenu, des aides monétaires ou même du statut matrimonial. Si l'on sélectionne les mariés par opposition aux célibataires ou bien les familles qui reçoivent un montant d'allocations familiales par enfant supérieur à c francs, variables

dont on sait qu'elles affectent la décision d'offre de travail. Alors $E(z/w(1), S > c)$ est égal à $E(z/w(1), q > c - mZ)$. Si q et z sont corrélés, $E(z/w(1), S > c)$ n'est plus nul. Une estimation par les moindres carrés simples sur ce sous échantillon est biaisée.

Naturellement c'est une chose que de suspecter un biais de sélection, en revanche c'en est une autre que de démontrer d'une part son existence - c'est à dire la corrélation entre q et z ou z et h - et d'autre part son importance pour que cela vaille la peine d'en tenir compte.

Reportons nous au critère de sélection : $S=h$ et $c=0$. L'offre de travail peut se réécrire :

$$(23) E(h/h > 0) = E(aT + b(Y/w) + z / z > -(aT + b(Y/w)))$$

Posons $(aT + b(Y/w)) = H$ on obtient :

$$\begin{aligned} E(h/h > 0) &= E(aT + b(Y/w) + z / z > -H) \\ &= aT + b(Y/w) + E(z / z > -H) \end{aligned}$$

Si z suit une loi normale centrée et réduite dont l'écart type est, σ , alors, par définition, la moyenne attendue de z sachant que z est supérieur à $-H$

est égale à :

$$(24) E(z/z > -H) = \sigma f(-H/\sigma) / \langle 1 - F(-H/\sigma) \rangle$$

où $f(-H/\sigma) / \langle 1 - F(-H/\sigma) \rangle$ est l'inverse du ratio de Mill et s'écrit : λ (Heckman (1976, 1980)). Finalement on a :

$$E(h/h > 0) = aT + b(Y/w) + \sigma \lambda.$$

S'il est possible d'avoir une estimation de λ on peut regresser sur l'échantillon des femmes actives une équation qui prendra en compte cette variable. Le paramètre estimé donnera une idée du biais d'auto sélection. Cette variable en réalité avait été omise par les estimations de

la première génération. Revenons aux équations (12) et (13), nous pouvons écrire une équation similaire à l'équation (24) :

(24') $E(h/h > 0) = E(J+U/U > -J) = J + E(U/\sigma > -J/\sigma) = J + f(-J/\sigma) / (1 - F(-J/\sigma))$ où $J = f\hat{w} - fc - fdz$ et $U = fe + z - fv$; U suivant une loi normale centrée réduite de variance σ^2 . L'offre de travail peut alors être estimée de la façon suivante : à partir de l'équation Probit estimons pour chaque observation $1 - F(-J/\sigma)$, puis $f(-J/\sigma)$ et finalement l'inverse du ratio de Mill, λ . On obtient une nouvelle variable, $\tilde{\lambda}$. Celle-ci est introduite dans une régression de l'offre de travail à partir des actifs :

$$(25) \quad h = f\hat{w} - fc - fdZ + g\tilde{\lambda} + r$$

r est une variable d'erreur de moyenne nulle et, $\hat{\lambda}$, est une mesure de la probabilité de participer à la force de travail. L'estimation de son paramètre, g , donnera une idée de l'existence et de l'importance du biais d'auto-sélection ! C'est la procédure de Heckman (1976). On l'appelle aussi l'équation Heckit. Celle-ci tient compte simultanément de la probabilité de participer par l'intermédiaire de la variable, $\hat{\lambda}$, et du nombre d'heures de travail par l'intermédiaire de la variable endogène, h .

Revenons aux équations (2') et (5') et (11') et récrivons les.

$$(2') \quad w = b + aX + u$$

$$(5') \quad W^* = c + dZ + v$$

$$(11') \quad h = f(w - W^*) + z$$

Si $w > W^*$ alors w est positif. En revanche si $w < W^*$ alors w est nul. Le taux de salaire offert n'est donc pas connu pour les femmes dont le salaire désiré est supérieur au salaire offert. La moyenne attendue de w peut

s'écrire :

$$E(w/w > W^*) = b + aX + E(u/w > W^*).$$

Or le dernier terme du membre droit de cette équation devient: $E(u/w - W^* > 0)$ soit en substituant w et W^* par leur valeur tirée de (2') et (5'):

$$E(u/ u - v < c - b + dZ - aX) .$$

Posons $Y = c - b + dZ - aX$ et $V = u - v$. la variance de V , $v(V)$, est égale à:

$$\sigma^2 = v(u) + v(v) - 2\text{cov}(u, v). \text{ Par définition (Heckman (1980), Maddala (1980)):$$

$$E(u/ V < Y) = -\text{cov}(u, v) f(Y/\sigma) / (1 - F(Y/\sigma)) = -\text{cov}(u, v) \cdot \lambda$$

où $\text{cov}(u, V) = (\text{cov}(u, v) - v(u)) / [v(V)]^{1/2}$ et où λ , est l'inverse du ratio de Mill. L'équation (2') peut alors être estimée de la façon suivante:

$$E(w/w > W^*) = b + aX - [(\text{cov}(u, v) - v(u)) / v(V)^{1/2}] (\lambda) + r$$

où r est une variable aléatoire de moyenne nulle et de variance donnée. Si l'on peut obtenir un estimateur de $\tilde{\lambda}$, par la méthode Probit, un test de la présence d'un biais d'auto selection consistera à savoir si le terme $(\text{cov}(u, v) - v(u)) / v(V)^{1/2}$ est nul. Pour identifier les paramètres de l'équation (2') au moins l'une des deux conditions suivantes doit être remplie. La première exige qu'il existe au moins une variable dans l'équation (2') qui n'apparaisse pas dans (5'). Il faut que le taux de salaire désiré ne soit pas déterminé par les mêmes variables que le taux de salaire offert, ou bien il faut que la covariance entre u et v soit nulle. On peut illustrer ces deux conditions très directement de la façon suivante. Par souci de simplicité supposons que le seul déterminant du taux de salaire offert aux femmes actives soit le niveau d'éducation de l'enquêtée. Les femmes actives ou inactives ont par définition toutes un certain niveau d'éducation. On peut

donc représenter sur le graphique suivant la relation entre le taux de salaire offert et le niveau d'éducation. On verra alors apparaître un biais d'auto selection si comme Gronau (1974) le fait remarquer les femmes qui travaillent ont un taux de salaire désiré inférieur au taux de salaire offert et celles qui sont au foyer ont un taux de salaire désiré supérieur au taux de salaire offert.

Si le taux de salaire désiré est indépendant du niveau d'éducation, alors comme le montre le graphique, 5, la relation estimée entre le taux de salaire et le niveau d'éducation sur l'échantillon des femmes actives présente un biais d'auto selection qui sous estime l'impact de l'éducation sur le revenu salarial. Malheureusement le taux de salaire désiré n'a aucune raison d'être indépendant du niveau d'éducation. En effet les personnes qui ont investi de longues années en éducation exigeront, toutes choses égales par ailleurs, pour rentrer sur le marché du travail un salaire plus élevé que celui qui aurait été demandé pour un niveau d'éducation plus faible afin de compenser le coût d'opportunité des études. Si les individus sont rationnels et parfaitement informés la relation entre le taux de salaire offert et les niveaux d'éducation sera anticipée et le salaire désiré sera corrélé positivement aux niveaux d'éducation. Si la relation entre le taux de salaire désiré et le niveau d'éducation est sensiblement identique à celle entre le taux de salaire offert et le niveau d'éducation, il n'existe plus de biais d'auto selection comme le montre intuitivement la figure 5 lorsque la droite W^*W^* au lieu d'être parallèle à l'axe horizontal tend à s'identifier à la droite AB. En revanche si les deux droites deviennent parallèles il existe un biais d'auto selection mais on ne peut déterminer les coefficients de ce biais.

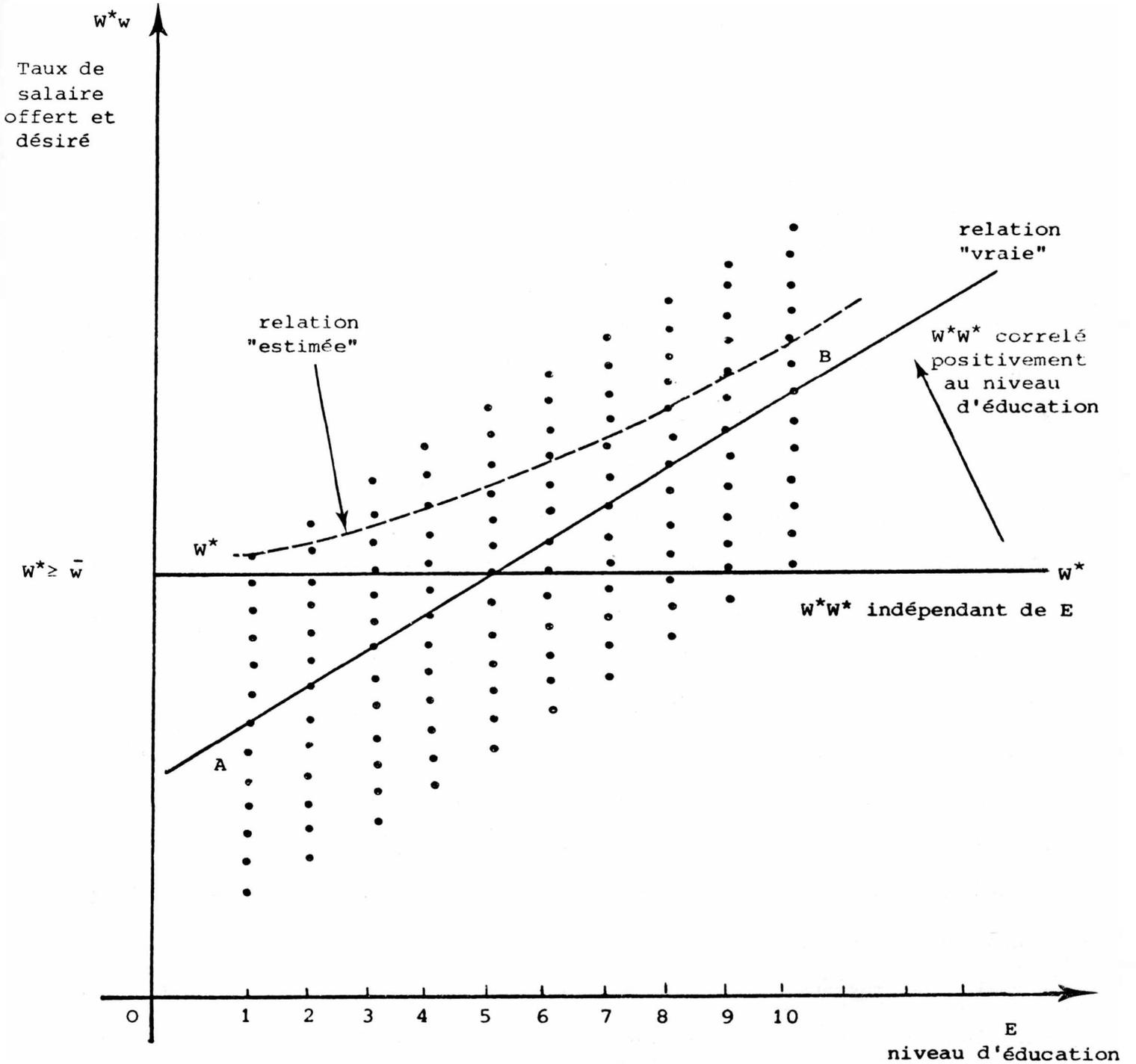


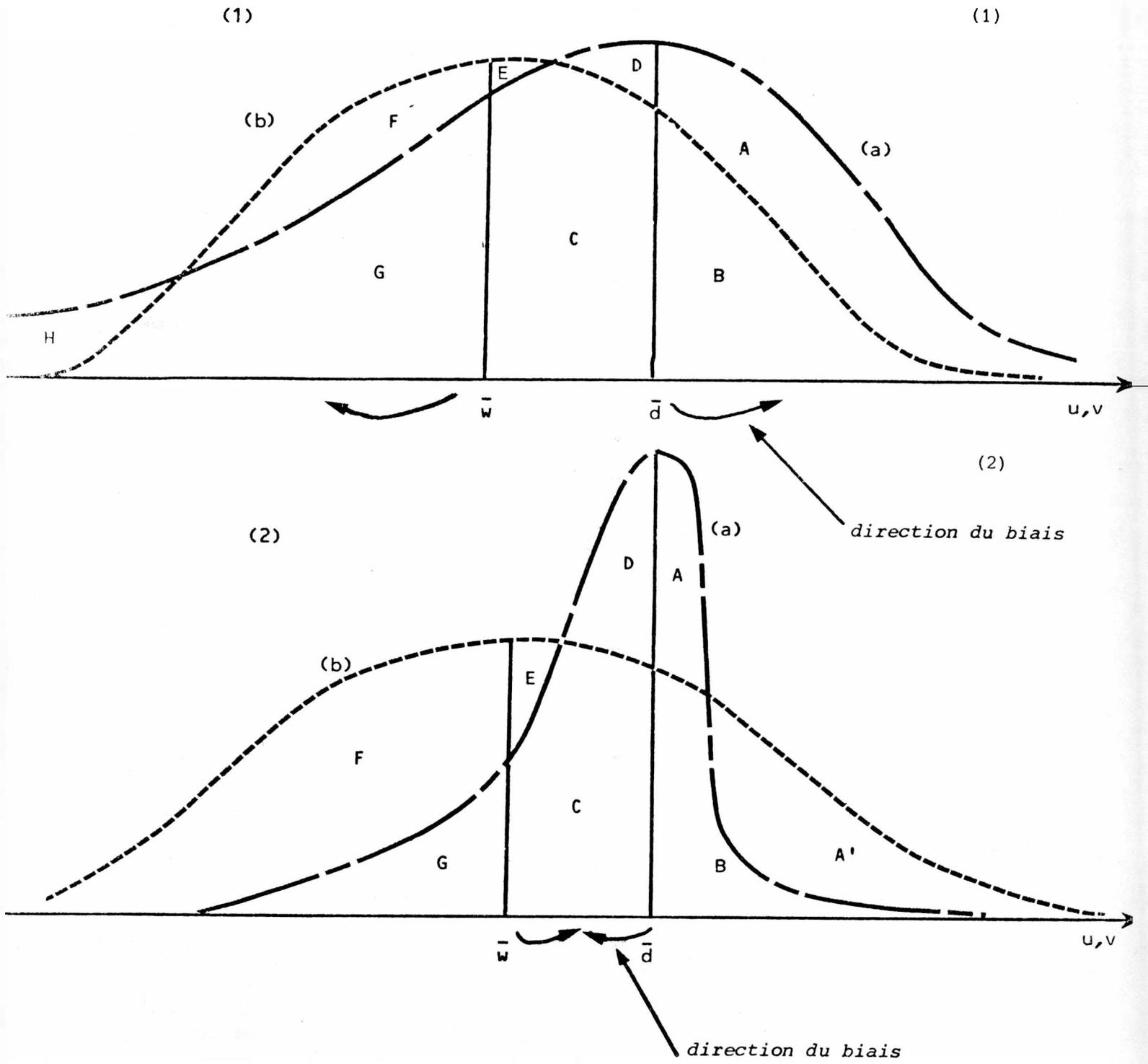
Figure 2.5.

Le biais de sélectivité et l'estimation du taux de salaire pour les femmes au foyer.

Examinons le deuxième point .Le taux de salaire désiré reflète toutes les opportunités de revenu autre que le travail salarié.En particulier il reflète la valeur du temps de l'enquêtée passée à des activités en dehors du marché du travail tels les loisirs ,les soins aux enfants,le bricolage ou les tâches ménagères.Ramenons toutes ses activités à une seule: la production domestique pour les membres de la famille .Ce taux de salaire désiré est au moins égal à la rémunération implicite que l'enquêtée perçoit pour cette activité.Appellons d , cette rémunération.Si les femmes choisissent d'entrer dans une activité sur la base de leur productivité,les distributions des salaires ou des revenus de chaque activité seront déterminées par ce choix. Maddala (1983) nous rappelle opportunément que les problèmes d'auto selection discutés par Gronau (1974) ou Lewis (1974) sont plus complexes qu'on ne le croit.Sans reprendre la démonstration de Maddala ((1983),Chap.9),nous pouvons illustrer cette difficulté de la façon suivante.Si le seul emploi existant pour les femmes est d'etre au foyer la rémunération sera de $d = \bar{d} + v$ où v est un terme aléatoire qui suit une loi normale de moyenne nulle et de variance, $v(d)$.Cette distribution normale mesure la dispersion des aptitudes ou des goûts pour les tâches domestiques et donc la dispersion des rémunérations correspondantes.Introduisons maintenant la possibilité d'un emploi sur le marché du travail dont la rémunération est de $w = \bar{w} + u$ où u est une variable aléatoire qui suit une loi normale de moyenne nulle et de variance $v(u)$.Bien entendu cette dernière distribution est obtenue si toute la population des femmes quittait le foyer pour le marché du travail.Supposons maintenant que la rémunération moyenne sur le marché du travail, \bar{w} , soit inférieure à celle que les maris peuvent offrir à leurs épouses pour leurs activités domestiques, \bar{d} . Si l'écart entre

les deux moyennes est tel que les deux distributions ne se recouvrent pas, toutes les femmes vont choisir de se marier et de rester au foyer. Il n'y aura pas de biais d'auto selection. En revanche si les deux distributions se recouvrent alors le problème de l'auto selection se posera et la distribution totale aura pour variance $v(u)+v(v)-2cov(u,v)$. Reportons nous à la figure 6.1.

La probabilité d'avoir un revenu supérieur à \bar{w} , quand on est actif est l'aire $E+C+B$. Cette probabilité est plus faible que celle que l'on obtient lorsque l'on renonce à travailler puisque l'aire correspondante est $A+C+B+D$. Les femmes les plus productives sur le marché du travail -celles dont le revenu excède \bar{w} -ont intérêt à rester au foyer. En revanche les femmes les moins productives au foyer -c'est à dire celles dont le revenu attendu est inférieur à \bar{d} -vont choisir de travailler parce que la probabilité d'avoir un revenu inférieur à \bar{d} (aire $D+C+G+H$) est plus faible sur le marché du travail (aire $C+E+F+G$). Le revenu moyen des femmes qui travaillent est plus bas parce que ces femmes sont les moins productives de la population; en revanche le revenu moyen des femmes au foyer est plus élevé parce que les femmes au foyer sont les plus productives de la population. Le salaire moyen observé est alors inférieur à celui que l'on observerait si toute la population des femmes était sur le marché du travail. (bien entendu si le salaire moyen sur le marché du travail est supérieur au revenu moyen obtenu en restant au foyer dans l'expérience hypothétique où toute la population choisit l'une des deux activités, alors les femmes les plus productives iront sur le marché du travail et les moins productives resteront au foyer le salaire observé dans ce dernier cas est supérieur à celui que l'on observerait si toute la population des femmes choisissait de travailler). Un tel biais d'auto selection repose d'une part sur la façon dont se recouvre les deux distributions et



Figures 2.6.

Distribution de la productivité et biais d'auto-sélection.

d'autre part sur l'absence d'hétérogénéité de la population. En particulier le cas où certaines femmes sont relativement plus productives à domicile et/ ou sur le marché du travail est exclu. La figure 6.2 illustre un contre exemple. En effet, les deux distributions sont telles que la variance des revenus dans une activité est très faible comparé à l'autre activité. En particulier si les activités domestiques présente une dispersion des revenus très faible malgré une moyenne des revenus supérieure à celle du marché du travail, la composition de la population des femmes actives ou au foyer diffère totalement. En effet la probabilité pour les femmes actives dont la productivité et le revenu excède le revenu moyen \bar{w} est mesurée par l'aire $E+C+B+A'$. Elle peut excéder la probabilité d'avoir un revenu supérieur en restant au foyer mesurée par l'aire $A+B+C+D$. Les femmes les plus productives sur le marché du travail ne sont pas incitées à cesser leur activité. Les femmes les plus productives au foyer -c'est à dire celle dont le revenu excède \bar{d} -peuvent même obtenir un revenu attendu plus élevé en participant au marché du travail puisque la probabilité d'avoir un revenu supérieur à \bar{d} est plus forte sur le marché du travail (aire $A+B$ est inférieure à l'aire $A'+B$). En dépit d'un revenu moyen plus élevé sur le marché du mariage les femmes les plus productives de la population choisissent le marché du travail ! A contrario les femmes les moins productives à domicile restent au foyer car la probabilité d'avoir un revenu inférieur à \bar{d} ou à \bar{w} est plus faible dans ce cas. Les femmes les moins productives sur le marché du travail ont elles aussi intérêt à rester au foyer. La composition de la population est alors la suivante : les femmes productives sont sur le marché du travail augmentant le revenu moyen des salariées et les femmes improductives sont inactives diminuant le revenu moyen des activités domestiques. Le biais d'auto

selection va dans l'autre sens !Ceci est illustré par le coefficient $(\text{cov}(u,v)-v(u))/v(V)^{1/2}$ et les deux équations suivantes lorsque la rémunération sur le marché du travail excède celle de la production domestique ou le salaire désiré:•

$$E(w/V < Y) = b + aX - ((\text{cov}(u,v) - v(u))/v(V)^{1/2}) \cdot (f(Y/\sigma)/(1 - F(Y/\sigma)))$$

et

$$E(W^*/V > Y) = c + dZ + ((v(v) - \text{cov}(u,v))/v(V)^{1/2}) \cdot (f(Y/\sigma)/(1 - F(Y/\sigma)))$$

.Si la covariance entre u et v est nulle alors le biais d'autoselection va dans le sens attendu. Le salaire moyen des femmes actives est supérieur au véritable salaire que l'on observerait en absence d'auto selection. De meme le salaire désiré des femmes au foyer est supérieur à celui que l'on devrait observer. En revanche si cette covariance est positive (resp. négative) le sens du biais dépendra de la différence entre la covariance des deux distributions et la variance de la distribution des salaires offerts. Imposer comme restriction une covariance nulle entre les deux distributions u et v revient à imposer un sens strict dans le biais d'auto selection et par suite à faire l'hypothèse d'une composition de la population dans chaque échantillon qui peut être fautive. Il est donc préférable d'utiliser l'autre condition pour identifier les paramètres de l'équation des salaires en présence de biais d'auto selection.

Pour illustrer les estimations de la seconde génération procédons à une analyse Probit et Tobit.

(iv) Les analyses Probit et Tobit

a) Le modèle Probit

La probabilité de participer dépend fondamentalement de la comparaison entre le salaire désiré et le salaire offert. Malheureusement ni l'un ni l'autre de ces variables ne sont connues dans les enquêtes pour tous les individus. Seul le taux de salaire offert aux femmes actives est habituellement appréhendé. Nous avons donc estimé une fonction de gains à la Mincer (1974) où le logarithme du salaire annuel de l'épouse est expliqué par l'âge, l'éducation, le lieu de résidence et la probabilité de participer au marché du travail par l'intermédiaire d'une estimation de l'inverse du ratio de Mill, $\hat{\lambda}$, pour corriger l'estimation du salaire d'un possible biais d'auto-sélection. Cet inverse du ratio de Mill est imputé à partir d'une équation Probit où l'âge, l'âge au carré, l'éducation du mari et de l'enquêtée, le lieu de résidence, le nombre d'enfants et la présence d'un enfant en bas âge, les allocations familiales par enfant et la propriété du logement sont introduites comme variables explicatives. L'analyse Probit est alors obtenue en régressant la même équation Probit en ajoutant comme variables supplémentaires le logarithme du salaire annuel de l'épouse prédit par l'étape prédit par l'étape précédente et le logarithme du salaire annuel de l'époux. Le tableau 3 présente les résultats de l'estimation du salaire potentiel et le tableau 4 celui de l'analyse Probit. La variable, $\hat{\lambda}$, estimateur de l'inverse du ratio de Mill n'est pas significative. Ce résultat rejette donc l'idée d'un biais d'auto-sélection. Par ailleurs, la probabilité de participer à la force de travail est influencée de façon positive et significative par le salaire prédit offert. De façon toute aussi significative, les revenus autres que salariaux de l'enquêtée (allocations familiales par enfant, revenu de l'époux)

TABLEAU 4
Correction du biais d'auto-sélection dans l'estimation
du salaire potentiel

Variables endogènes Variables exogènes	Log des salaires annuels régressé de l'épouse sur échantillon femmes actives		Probabilité PROBIT de par- ticiper au marché du tra- vail pour calculer le ratio de Mill	
	Coefficient	t de Student	Coefficient	t de Student
Expérience (âge de fin d'expérience)	0.04	(5.3)	0.05	(2.6)
Expérience au carré	-0.00	(-3.9)	-0.00	(-3.1)
Education du mari (nombre d'années d'études)			-0.03	(-2.3)
Education de l'épouse : années de scolarité :				
- ≤ 8 ans	0.29	(6.1)	0.33	(3.9)
- de 8 à 11 ans	0.39	(6.1)	0.40	(3.2)
- de 12 à 16 ans	0.60	(9.9)	0.83	(6.5)
- > de 16 ans	0.94	(10.3)	1.31	(5.6)
Nombre d'enfants			0.08	(2.6)
Présence d'un enfant en bas âge			-0.42	(-5.2)
Lieu de résidence				
si oui = 1				
- Paris	0.14	(1.7)	-0.22	(-1.3)
sinon = 0				
- Banlieue	0.04	(0.8)	+0.03	(0.3)
- Province (villes de plus de 100000 habitants)	0.02	(0.3)	+0.04	(0.4)
- Province (villes de moins de 100000 habitants)	-0.03	(-0.6)	+0.03	(0.3)
Propriétaire du logement				
si oui = 1				
sinon = 0			-0.02	(-0.3)
Allocations familiales (montant annuel par enfant)			-0.00	(-11.0)
Probabilité de participer au marché du travail	-0.02	(-0.2)		
Constante	8.8		0.234	
Max de likelihood			-936	
Nombre d'observations ¹	571		1541	
R ² ajusté	28.4%			

¹L'échantillon diffère au sens où l'on saisit un plus grand nombre d'enquêtés ayant répondu au questionnaire sur le travail salarié que sur le questionnaire emploi du temps.

TABLEAU 5.
L'offre de travail féminin
le modèle PROBIT

Variables endogènes Variables exogènes	Decision de participer au marché du travail ¹					
	P R O B I T		Linéaire M C O			
Age de l'épouse	0.071	(1.8) ²	0.07	(0.3)	0.038	(1.4)
Age au carré	-0.001	(2.2)	-0.001	(4.0)	-0.0004	(1.2)
Education du mari (nombre d'années de scolarité)	0.001	(0.5)	-		-	
Nombre d'enfants	0.063	(2.1)	0.028	(2.1)	0.048	(2.8)
Présence d'un enfant en bas âge (3 ans)	-0.417	(5.0)	-0.058	(1.5)	-0.071	(1.5)
Lieu de résidence : - Paris	-0.321	(1.8)	-0.103	(1.3)	-0.106	(1.0)
- Banlieue	0.065	(0.5)	0.010	(0.2)	-0.038	(0.6)
- Province (villes de plus de 200000 habitants)	0.011	(0.1)	-0.017	(0.4)	-0.055	(0.9)
- Province (villes de moins de 200000 habitants)	0.093	(0.9)	-0.026	(0.5)	-0.155	(2.4)
Propriétaire du logement	0.012	(0.2)	0.024	(0.7)	0.051	(1.2)
Montant annuel des allocations familiales par enfant	-0.001	(11.6)	-0.00025	(9.4)	-0.0003	(9.2)
Logarithme du salaire annuel de l'époux	-0.424	(5.0)	-0.144	(4.2)	-0.152	(3.3)
Logarithme du salaire annuel potentiel de l'épouse sans biais d'autosélection	1.540	(8.8)	-		-	
Logarithme du log de salaire horaire prédit par l'équation (a)	-		0.493	(6.0)	0.052	(4.3)
Constante	-10.6		-0.13		0.58	
Max logarithme de la vraisemblance	280					
R ² ajusté			0.16		0.19	
Taille de l'échantillon	1541		830		577 ³	
Elasticité-prix	1.12		1.40		0.81	

¹La variable endogène prend la valeur : 1 si la femme travaille ;
: 0 autrement

²t de Student entre parenthèses.

³Echantillon des femmes ayant répondu au budget-temps.

diminuent très sensiblement l'offre de travail. Le nombre d'enfants et la présence d'un enfant en bas age affectent respectivement à la hausse et à la baisse la participation au marché du travail. Comme la théorie économique le prédit, le salaire de l'époux, le montant des allocations familiales par enfant, la présence d'un enfant en bas age élèvent le taux de salaire désiré. On s'attendait donc à ce que ces variables affectent à la baisse l'activité des femmes. Les résultats ne contredisent pas cet argument. L'élasticité calculée au point moyen est de 1.12. Pour vérifier si l'analyse Probit apporte une différence significative par rapport aux estimations de la première génération nous avons régressé la participation au marché du travail avec les memes variables explicatives par la méthode traditionnelle des moindres carrés simples. Les résultats sont sensiblement identiques. Les élasticités calculées sont respectivement de 1.4 et 0.81 selon la taille de l'échantillon (les élasticités étant calculées au point moyen si la moyenne entre les deux échantillons de la participation à la force de travail varie, l'élasticité sera modifiée). Tournons nous maintenant vers l'analyse Tobit .

(b) Le modèle Tobit

Les résultats de ce modèle sont présentés dans le tableau 6. Ils ne contredisent pas les résultats déjà trouvés . Cependant le coefficient très élevé du logarithme du taux de salaire potentiel tranche par rapport aux estimations de la première génération. Cependant si au lieu de prendre une forme linéaire simple on adopte une forme quadratique en taux de

TABLEAU 6.

L'offre de travail des femmes : Le Modèle TOBIT

Variables endogènes Variables exogènes	Temps de travail professionnel (ensemble des femmes actives et inactives)				
	T O B I T Coefficients	Lin aire Coefficients	M C O		Moyenne des variables
			Quadratique Coefficients	Log	
Constante	-3.83	-21.90 (4.4)	-52.7 (1.4)	-0.720 (0.2)	
Age de l'épouse	1.06 (3.4)	0.670 (4.1)	0.665 (4.1)	0.616 (3.8)	34.1
Age au carré	-0.016 (3.6)	-0.010 (4.6)	-0.010 (4.5)	-0.009 (4.1)	
Lieu de résidence : - Paris	-1.480 (1.2)	-1.110 (1.6)	-1.210 (1.8)	-1.210 (1.8)	0.05
- Banlieue	0.153 (0.2)	-3.550 (4.6)	-3.480 (4.4)	0.088 (0.2)	0.17
- Province (villes de plus de 200 000 habitants)	-0.104 (0.1)	-0.280 (0.6)	-0.340 (0.9)	-0.209 (0.5)	0.27
- Province (villes de moins de 200 000 habitants)	-0.9030 (1.2)	-0.580 (1.5)	-0.665 (1.7)	-0.589 (1.5)	0.26
Nombre d'enfants	0.308 (0.8)	0.250 (2.2)	0.255 (2.3)	0.254 (2.3)	3.4
Présence d'un enfant en bas âge	-1.7800 (2.9)	-0.930 (2.9)	-0.930 (2.9)	-0.918 (2.8)	0.39
Propriétaire du logement	0.342 (0.6)	0.200 (0.7)	0.206 (0.7)	0.213 (0.7)	0.34
Montant annuel des allocations familiales	-0.005 (6.0)	-0.002 (10.0)	-0.002 (10.0)	-0.002 (10.0)	1498
Logarithme du salaire annuel de l'époux	-2.1020 (3.9)	-1.110 (3.9)	-1.110 (3.9)	-1.100 (3.8)	9.9
Prédit par l'équation (a)					
- Log du taux de salaire horaire	7.603 (5.0)	-	-	-	1.97
- taux de salaire horaire	-	4.370 (6.1)	13.400 (1.2)	-	6.72
- taux de salaire horaire au carré	-	-	-0.650 (0.8)	-	-
Logarithme de la vraisemblance	-1.582	-	-	-	
R ² ajusté	-	0.15	0.17	0.17	
Taille de l'échantillon	830	830	830	830	
Elasticité-prix aux points moyens		1.3	(4.08-0.20 \bar{W}) où $\bar{W} = 8.43F$	1.3	

salaire on retrouve un coefficient élevé pour le salaire offert potentiel. Les élasticités (par la méthode des moindres carrés simples) sont proches de l'unité pour la forme linéaire (1.3) et pour la forme quadratique varient avec le taux de salaire offert. Au point moyen de celui-ci cette élasticité vaut 2.4. Cette élasticité deviendrait négative pour un salaire supérieur à 20 f de l'heure pour une moyenne de 8.4 f. Il semble donc que la procédure de Tobit en logarithme du taux de salaire potentiel approxime une forme quadratique par la méthode des moindres carrés simples sans faire apparaître une forme coudée de l'offre de travail c'est à dire une grande flexibilité des élasticités.

Admettons une élasticité de la probabilité de participer comprise entre 1.1. et 1.4. L'élasticité de la durée du travail est négative et vaut entre 0.08 et 0.44 (aux points moyens), en conséquence l'élasticité totale varie entre 0.56 et 1.3. Ces écarts apparaissent tolérables comparés aux travaux étrangers (voir encadré) ou aux travaux français réalisés par Bourguignon (1984) ou Riboud (1983). Le premier trouve une élasticité de 0.65 avec l'enquête Revenus Fiscaux (élasticité de participation corrigée du taux d'imposition marginal) et la seconde obtient des élasticités de participation variant entre 0.58, 0.89 et 1.15 à partir de l'enquête Formation et Qualification Professionnelle (FQP).

Pour mieux juger de la validité des des estimations de l'analyse Tobit représentons sur la figure suivante les régressions du tableau 5 correspondant à l'équation Tobit et à la régression linéaire simple

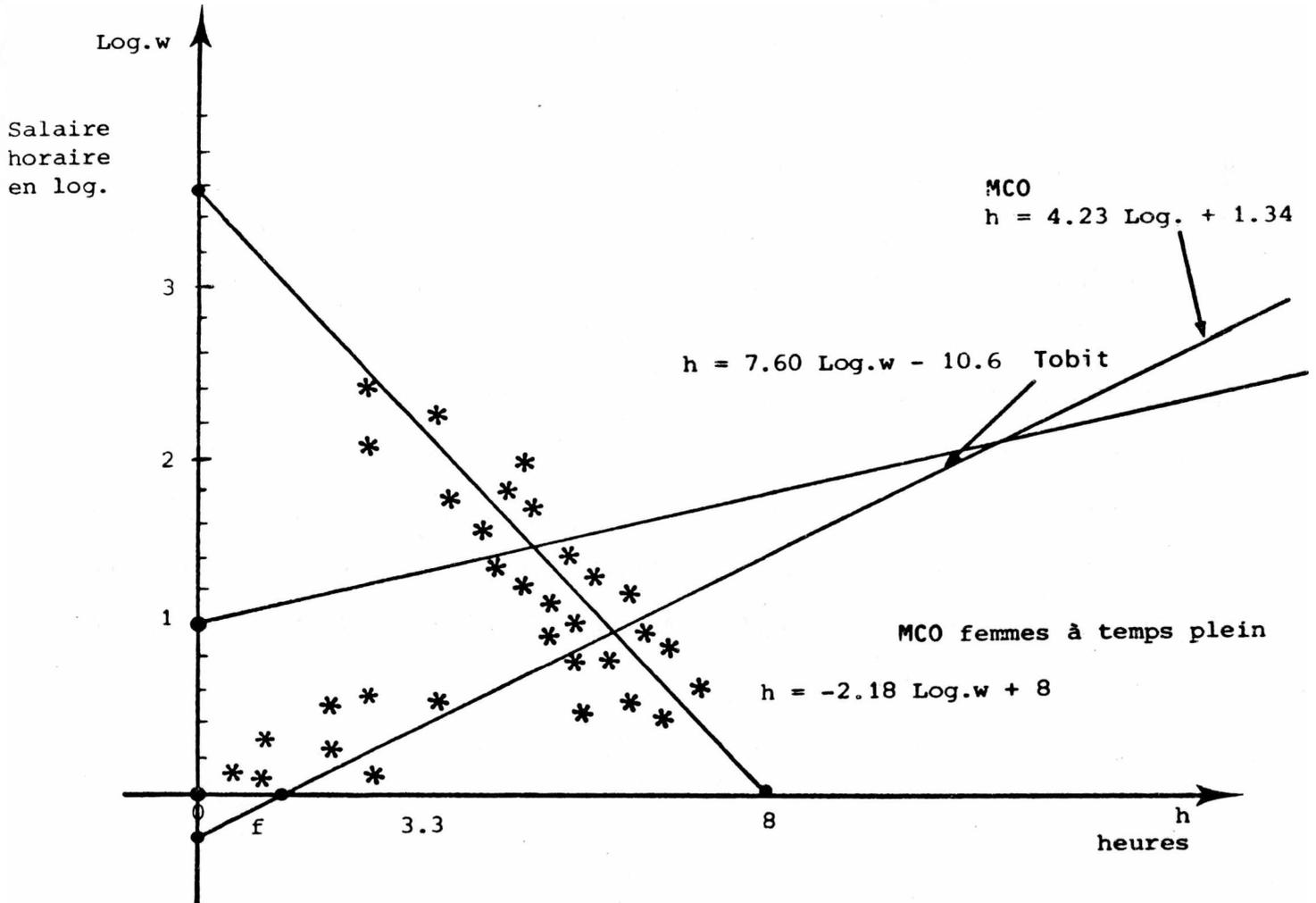


Figure 2.7.

Comparaison de l'analyse Tobit avec les estimations des moindres carrés simples.

où la variable explicative est le logarithme du taux de salaire horaire. Portons sur l'axe vertical cette dernière variable et sur l'axe horizontal le nombre d'heures de travail offert. Maintenons constant les autres variables des regressions au niveau de leurs moyennes dans l'échantillon. On constate immédiatement que l'analyse Tobit propose une droite d'offre de travail plus élastique que celle obtenue par les moindres carrés simples. En revanche ni l'une ni l'autre de ces estimations ne peut prendre en compte la forme coudée de l'offre de travail. Nous avons représenté sur ce même graphique la régression linéaire de l'offre de travail des femmes actives à plein temps tirée du tableau 2. La pente de la droite est négative. Or nous avons vu avec les résultats du tableau 3, qu'une forme fonctionnelle quadratique en taux de salaire prédit ou en logarithme du taux de salaire prédit n'arrivait pas non plus de façon significative à rendre compte de ce renversement des élasticités. Au vu de ces résultats le constat peut être pessimiste. Les estimations de la seconde génération ne semblent pas particulièrement décisives vis à vis de celles de la première génération.

Nous présentons dans cet encadré un sous-échantillon des résultats des diverses estimations de l'élasticité de l'offre de main-d'oeuvre répertoriée par Killingsworth (1983). Deux types de données ont été utilisées :

- 1) les données agrégées ;
- 2) les données d'enquêtes.

Par ailleurs, les estimations sont proposées pour les hommes comme pour les femmes. Chacun des trois tableaux suivants présente ces différents résultats. La variabilité des résultats pour les femmes que nous avons sélectionné s'étend de -0.50 à 4.79.

Les données agrégées	Caractéristiques des données	Variables	Elasticité-prix non compensée
ABBAT & ASHENFELTER (1976), "Labour Supply, Commodity Demand and the Allocation of time", <i>Review of Economic Studies</i> .	U.S.A., 1929-1967 Système de fonction de demande forme linéaire	Nombre d'heures par an et total des salaires du privé divisé par le total d'heures et multiplié par (1-impôt total sur le total des revenus)	-0.08
BARNETT (1979), "The Joint Allocation of Leisure and Goods Expenditures", <i>Econometrica</i> .	U.S.A., 1890-1941, 1946-1955, demande de loisirs dans un système de demande	Heures de loisirs par tête, revenus de plein temps corrigés du sous-emploi	-0.11 (élasticité compensée)
DARROUGH (1977), "A Model of Consumption and Leisure in an Intertemporal Framework: A Systematic Treatment Being Japanese Data" <i>International Economic Review</i> .	Japon, 1946-1972	Heures de loisirs par tête, indice du salaire courant	-0.33
LAU, LIN & YOTOPOULOS, (1978) "The Linear Logarithmic Expenditure system: An application to Consumption Leisure Choice", <i>Econometrica</i> .	Taiwan, 1968-1969 Données régionales	Temps moyen de travail en jours par an par région et prix des loisirs	0.17
Les enquêtes transversales hommes	Caractéristiques des données	Variables	Elasticités non compensées
ASHENFELTER & HECKMAN, (1973) "Estimating Labor Supply Functions" in Cain and Watts eds 1973, <i>Income Maintenance and Labor Supply</i> , New-York Academic Press.	Hommes blancs mariés avec femmes au foyer U.S.A. - S.E.O.	Revenu annuel divisé par le taux de salaire horaire et taux de salaire horaire	-0.15
BROWN, LEVIN & ULPH, (1976) "Estimates of Labour hours Supplied by Married Male Worker in Great Britain", <i>Scottish Journal of Political Economy</i>	United Kingdom Hommes mariés travaillant plus de 8 heures par semaine, salariés, épouses actives	Heures par semaine Salaire marginal	-0.11 à -0.26
LAYARD, (1978), Hours Supplied by British married Men, with Endogenous Overtime" Discussion paper n° 30, Centre for Labours Economics, LSE	United Kingdom Hommes mariés âgés de 25 à 55 ans	Heures par semaine Revenu annuel divisé par une estimation du temps de travail dans l'année	-0.13
ROSEN, (1978), "The Measurement of Excess Burden with Explicit Utility Functions", <i>Journal of Political Economy</i> .	Couples mariés blancs et noirs âgés de 30 à 44 ans tous deux actifs	Nombre d'heures de travail par an salaire marginal compte tenu de l'impôt	-0.42 -0.02

Les données d'enquêtes femmes	Caractéristiques des données	Variables	Elasticités non compensées
LEUTHOLD (1978) "The effect of taxation on the hours worked by married women", <i>Industrial and labor relations Review</i>	USA : Femmes actives mariées 30-44 ans, époux présent-NLS	Nombre d'heures par semaine x par le nombre de semaines employées	Femmes blanches 0.005 à 0.16
		salaires horaires net d'impôts	Femmes noires 0.10 à 0.13
GAYER (1977) "The effects of wages, Unearned Income and taxes on the supply of Labor", <i>International Economic Review</i>	ISRAEL: couples mariés	nombre d'heures par semaine x par 52 semaines et gains mensuels du mois précédent divisé par (4.29x le nombre d'heures de travail par semaine déclarées à l'enquête	-0.50
OGAN (1981), "Fixed costs and Labor Supply" <i>Econometrica</i>	USA : femmes blanches 40-44 ans NLS Procédure Heckit (FIML)	Nombre d'heures par semaine x par le nombre de semaines travaillées de l'année précédente. Revenus annuels divisés par le nombre d'heures de travail annuel	2.10
NAKAMURA ET NAKAMURA, 1981 "A comparison of the Labor Force behavior of married women in the US and Canada with special attention to the impact of income taxes" <i>Econometrica</i>	CANADA : femmes âgées de 30-44 ans PROBIT	Nombre d'heures par semaine x par le nombre de semaines dans l'année précédente Revenu annuel divisé par le nombre d'heures de travail dans l'année	+0.24
HECHMAN	USA : NLS femmes blanches 30-44 ans	Moyennes des heures de travail par semaine x par le nombre de semaines de travail par an Salaire horaire	4.83
LAYARD, BARTON et ZALBALA, 1980, "Married Women's participation and Hours" <i>Econometrica</i>	UNITED KINGDOM : femmes âgées de ≤ 60 ans OLS FEMMES ACTIVES	Nombre d'heures par semaine x par le nombre de semaines de travail par an Revenu annuel prété divisé par le nombre d'heures de travail par an	0.08
FRANZ W., et KAWASAKI, S. 1981, "Labor Supply of married women in the Federal Republic Germany : Theory and Empirical Result form a new estimation procedure" <i>Empirical Economics</i>	WEST GERMANY : femmes mariées allemandes PROBIT	Nombre d'heures par semaine et salaire horaire	1.08

NOTE 1 : L'IMPUTATION D'UN SALAIRE FICTIF AUX FEMMES AU FOYER.

Comme le suggère la théorie développée par Becker ou Mincer, le salaire des individus, y compris celui des femmes mariées qui travaillent est une fonction des investissements faits en capital humain. On régresse habituellement le logarithme des salaires annuels ou le taux de salaire horaire en fonction du niveau d'éducation et de l'expérience professionnelle. Nous avons mesuré ici l'expérience par la différence entre l'âge de la femme (au moment de l'enquête) et l'âge auquel elle a terminé ses études. Bien entendu, cette dernière variable n'est pas tout à fait correcte faute d'être pondérée par les périodes d'interruption résultant des naissances, ou d'autres raisons comme la maladie ou les convenances personnelles. Nous avons enfin ajouté le lieu de résidence pour prendre en compte les différences de salaires selon les marchés locaux.

Les résultats montrent que le niveau d'éducation (et à un moindre degré l'expérience) ou le lieu de résidence influencent le taux de salaire horaire de la femme travaillant à temps plein. Les résultats sont tout à fait conformes à ce que l'on trouve habituellement pour ce genre de régression. Le taux de rendement de l'éducation s'élève avec le nombre d'années de scolarité et, les investissements en capital humain sont les principaux prédictors du salaire de l'individu. A partir de cette équation, nous avons imputé un taux de salaire fictif à toutes les femmes qu'elles soient actives ou inactives.

LE SALAIRE POTENTIEL ET L'ESTIMATION D'UNE FONCTION DE GAIN
SUR L'ECHANTILLON DES FEMMES ACTIVES A TEMPS PLEIN.
(244 individus)

Variables exogènes	Variables endogènes		Logarithme du taux de salaire horaire		Taux de salaire horaire	
	Coefficient	t de Student	Coefficient	t de Student	Coefficient	t de Student
Constante	1.32	(6.5)	1.3	(3.6)		
Expérience (âge-âge de fin d'études)	0.025	(1.3)	0.37	(1.2)		
Expérience au carré	-0.004	(0.9)	-0.007	(0.9)		
Niveau d'éducation (en années de scolarité)						
- de 8 à 11	0.25	(3.0)	2.19	(1.7)		
- de 11 à 12	0.38	(3.3)	2.45	(1.3)		
- de 12 à 16	0.53	(5.4)	4.00	(2.6)		
- plus de 16	0.99	(5.6)	9.68	(3.5)		
Lieu de résidence : - Paris	0.22	(1.4)	1.65	(0.7)		
- Banlieue	0.12	(1.2)	1.08	(0.7)		
- Province (villes de plus de 200000 habitants)	0.13	(1.4)	1.17	(0.8)		
- Province (villes de moins de de 200000 habitants)	0.20	(2.2)	3.07	(2.2)		
R ² ajusté		17%			5%	

BIBLIOGRAPHIE

Ben Porath, Y. 1973, "Labor Force Participation Rates and the Supply of Labor", Journal of Political Economy 81:697-704

Bourguignon F. 1984, "Fiscalité et activité des femmes mariées en France" ronéo, Paris, Ecole Normale Supérieure.

Brown C.V. 1981, Taxation and Labor Supply. London: Allen & Unwin

Gronau, R. 1974, "Wage Comparisons-A Selectivity Bias" Journal of Political Economy 82:1119-43.

Hanoch, G. 1965, "The 'Backward-Bending' Supply of labor". Journal of Political Economy 73:636-42

Hausman, J. 1980, "The Effects of Wages, Taxes and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation." Journal of Public Economics 14:161-94

Heckman, J.J. 1974, "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply" Econometrica 42:679-94

_____ 1980, "Sample Selection Bias as a Specification Error" in Smith

ed. Female Labor Supply: Theory and Estimation .Princeton, Princeton University Press

Killingsworth, M. 1983, Labor Supply Cambridge Survey of Economic Literature, Cambridge University Press.

Lewis G. 1974, "Comments on Selectivity Bias" Journal of Political Economy 82:1145-55

Maddala, G. S. 1983, Limited-Dependant and Qualitative Variables in Econometrics Cambridge, Cambridge University Press

Mincer, J. 1974, Schooling, Experience and Earnings .New York: National Bureau of Economic Research.

Riboud, M. 1983 "An Analysis of Women's Labor Force Participation in France: Cross Section Estimates and Times Series Evidence" Journal of Labor Economics (Forthcoming)

Stern, N. 1984, "On the Specification of Labor Supply Functions" , Discussion paper 50 Department of Economics, University of Warwick

Tabard, N. 1974, Besoins et Aspirations des Familles et des Jeunes , Paris : CNAF-CREDOC.

Tobin, J. 1958, "Estimation of Relationships for Limited Dependant Variables" Econometrica 26:24-36

CHAPITRE III

FISCALITE, PROTECTION SOCIALE ET PARTICIPATION FEMININE.

François BOURGUIGNON

CHAPITRE III :

Fiscalité, protection sociale et participation féminine. ★

On se propose dans ce chapitre d'appliquer les principes théoriques et techniques exposés précédemment au cas des familles françaises telles qu'elles sont décrites dans l'enquête INSEE-DGI de 1975. Un complément de réflexion théorique et économétrique est cependant nécessaire pour procéder à cette application. Elle concerne le rôle de la fiscalité et de certains transferts sociaux qui, par rapport au modèle théorique standard modifient sensiblement la forme de la contrainte budgétaire auxquels sont confrontés les ménages et peuvent donc affecter **leurs** décisions d'offre de travail. Le plan de ce chapitre sera donc le suivant. Après avoir examiné en quoi la fiscalité et certains transferts sociaux modifient le modèle théorique de base et son estimation (section 1), on présentera les données de l'enquête 1975 et les problèmes qu'elles soulèvent (en particulier les problèmes d'information incomplète). On procèdera ensuite à l'estimation des comportements de participation (les durées de travail ne sont disponibles que de façon très grossière dans l'enquête) féminine, et l'on conclura sur quelques simulations mettant en évidence le rôle de la fiscalité et de certains instruments de la protection sociale sur ces comportements.

1 - Offre de travail, participation féminine et fiscalité : problèmes théoriques et économétriques.

- Considérations théoriques

Rappelons brièvement le modèle théorique de base. Il est constitué par le programme simple suivant :

★ Nous remercions B. Sabatier-Labeyrie pour son assistance dans le lourd traitement informatique qu'a exigé ce travail.

$$(1) \quad \text{Max } U(\ell, c, Z) / c + w\ell = Y + Tw \quad , \quad \ell \leq T$$

où la fonction d'utilité du ménage $U(\)$ est définie sur le loisir de la femme (ℓ), la consommation (c) du ménage (dont, pour simplifier, le prix est fixé à l'unité) et les caractéristiques socio-démographiques (Z) de la famille. w est le taux de salaire (réel) de la femme et T le temps total disponible, si bien que $h = T - \ell$ représente le temps de travail. Finalement, Y est le revenu dont dispose le ménage lorsque la femme ne travaille pas (revenu du mari, de la propriété, etc...).

La solution, h^* , de ce problème donne l'offre optimale de travail de la femme. Comme on le constate sur le graphique 1.a, cette solution peut être de deux types selon qu'il est optimal que la femme travaille (solution "intérieure" au point B) ou non (solution "de coin" au point A). Analytiquement, ceci peut s'écrire :

$$w_o^* = V_\ell (T, Y, Z) > w \Rightarrow h^* = 0 \quad (2)$$

$$w_o^* = V_\ell (T, Y, Z) \leq w \Rightarrow w_o^* = V_\ell (T-h^*, Y+wh^*, Z) = w \quad (3)$$

où V_ℓ est le taux marginal de substitution entre loisir et consommation. w_o^* s'interprète alors comme le "salaire demandé" pour une unité de travail supplémentaire, et w_o^* comme le salaire demandé pour la première unité. Si le taux de "salaire offert", w , est constant, (2) s'interprète comme la condition de participation. Une femme entrera sur le marché du travail si et seulement si son taux de salaire demandé, ou l'utilité marginale de son temps lorsqu'elle ne travaille pas, est inférieur au taux de salaire auquel elle peut prétendre sur le marché. Si c'est le cas, et si elle est libre d'en décider, son temps de travail sera celui qui égalise ces deux grandeurs (condition (3)). Cette double condition (2-3) de la détermination de temps de travail est, on l'a vu, capitale pour la procédure d'estimation.

Comme on l'utilisera par la suite, il est également utile de rappeler le cas où les temps de travail sont indivisibles. La décision d'offre de travail peut ainsi être parfaitement discrète, le choix étant soit de ne pas travailler ($h = 0$), soit de travailler le temps \bar{h} , en touchant alors le revenu $\bar{h}w$. La condition de participation (2) se transforme alors en une condition qui fait intervenir une différence d'utilité et non pas les utilités marginales du loisir et de la consommation :

$$U(T, Y, Z) \geq U(T - \bar{h}, Y + w\bar{h}, Z) \Rightarrow h^* = 0$$

(4)

$$U(T, Y, Z) \leq U(T - \bar{h}, Y + w\bar{h}, Z) \Rightarrow h^* = \bar{h}$$

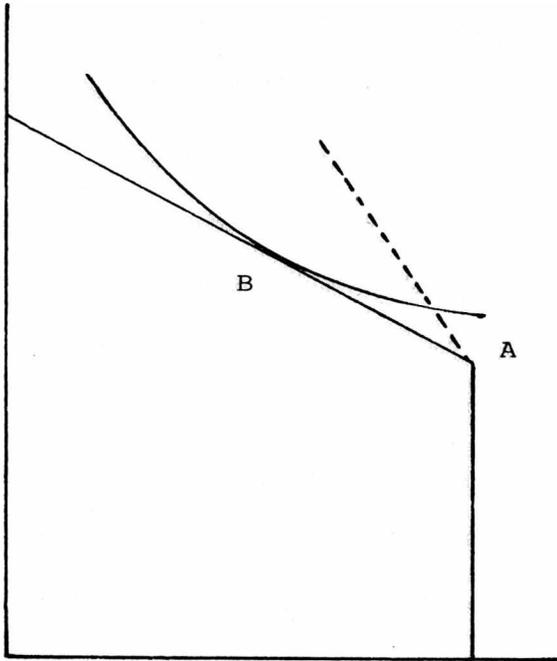
Ce cas dichotomique peut évidemment être généralisé au cas où plusieurs modalités discrètes de temps de travail sont possibles. D'autre part, on peut remarquer que la présence de coûts fixes d'entrée sur le marché du travail (transports, information) revient également à modifier la condition marginale de participation (2) en une condition de type (4).

Un coût fixe particulier de l'activité d'une femme mariée correspond au cas où sa participation à la force de travail implique la disparition, ou la diminution discontinue de certaines allocations dont pouvait bénéficier le ménage : en France, allocation de salaire unique ou allocation-logement, par exemple. Plus généralement, on peut considérer que la fiscalité et la protection sociale tendent à rendre la contrainte budgétaire du ménage non linéaire et éventuellement non-concave et discontinue. Dans le programme (1), celle-ci doit ainsi être remplacée par :

$$(5) \quad c = R(Y + hw, Z)$$

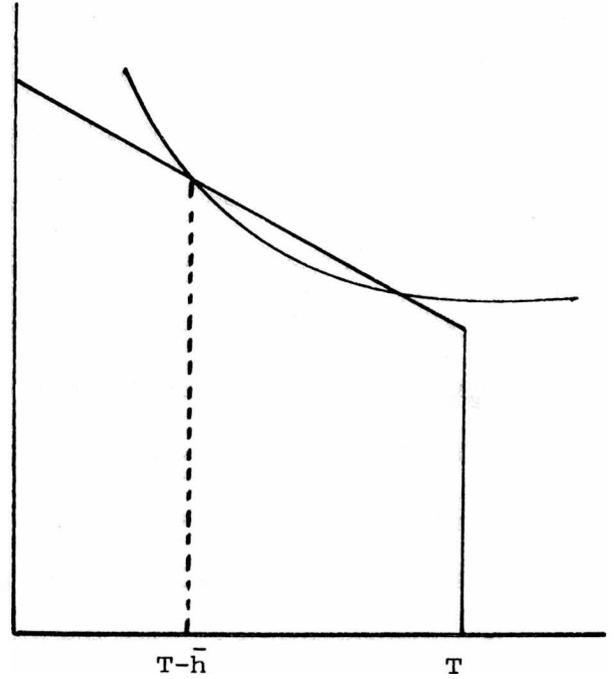
où le revenu familial net après impôt, R , apparaît comme une fonction non linéaire et éventuellement discontinue du revenu monétaire brut du ménage, et de sa composition démographique (nombre d'enfants déterminant en France le taux d'imposition et la plupart des transferts sociaux). Compte tenu de la progressivité du système fiscal, il est raisonnable de supposer que R est une fonction concave, avec des points anguleux correspondant aux tranches du barème d'imposition, et éventuellement des discontinuités vers le bas lorsqu'un plafond de ressources donnant droit à certaines allocations est dépassé.

La contrainte budgétaire représentée sur la figure 1.c pourrait correspondre au cas d'une famille à bas-revenu en France. Le revenu familial lorsque la femme ne travaille pas (Y) est tel que le ménage bénéficie de l'allocation de salaire unique (S_u) et de l'allocation logement (S_ℓ). Lorsque la femme décide de travailler, le revenu du ménage augmente à partir du point A en fonction du revenu salarial de la femme, diminué du taux marginal de l'allocation logement par rapport aux ressources de la famille. Cependant, dès que le revenu de la femme a atteint un certain plafond, le droit à l'allocation de salaire unique disparaît, ce qui provoque une discontinuité dans la contrainte budgétaire (point B) et rend cette contrainte non concave. Au-delà, le revenu familial continue d'augmenter avec le travail de la femme tandis que l'allocation logement diminue progressivement jusqu'à disparaître elle aussi. A partir d'un certain niveau, le revenu devient sujet à l'impôt et la contrainte budgétaire prend la forme d'une ligne brisée correspondant aux tranches à taux d'imposition marginal constant du barème de l'impôt sur le revenu.



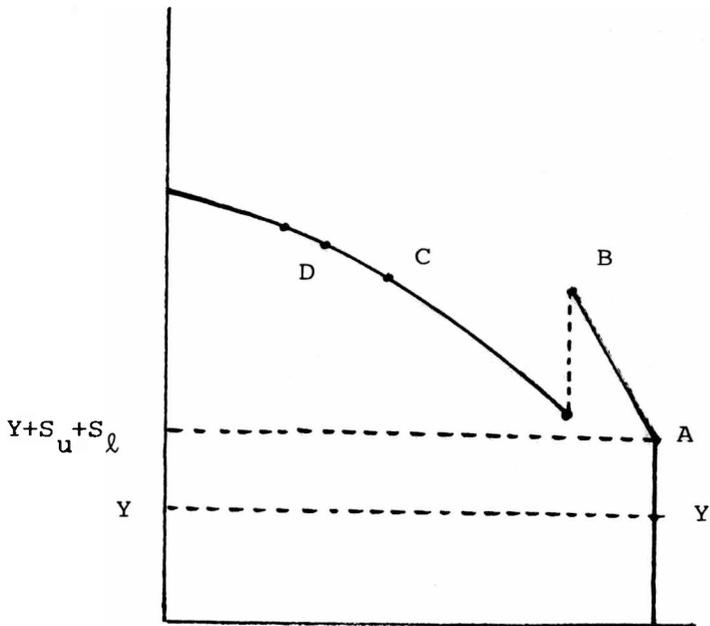
1.a

Offre de travail (B) et inactivité (A) dans le modèle de base.



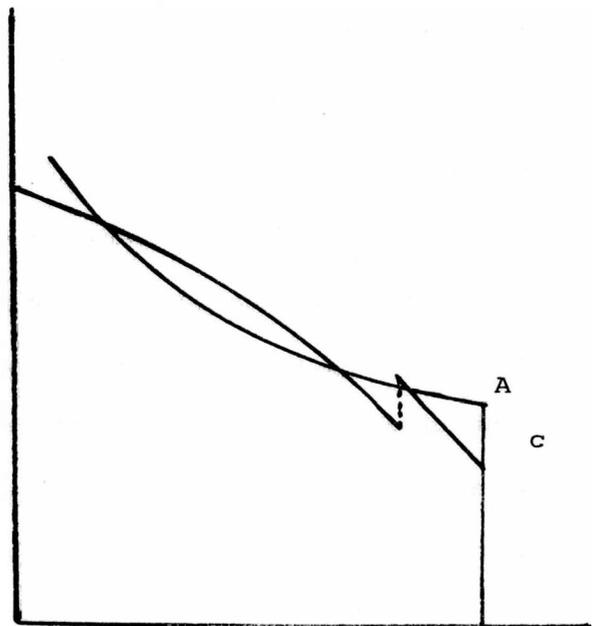
1.b

Participation lorsque le temps de travail est indivisible.



1.c

Contrainte budgétaire avec fiscalité et transferts sociaux



1.d

Participation en présence d'un coût fixe (c) du travail

Avec une telle contrainte budgétaire, il est clair que, sous l'hypothèse d'un temps de travail divisible, l'optimum familial peut, selon la forme des courbes d'indifférence, correspondre aussi bien à une "solution de coin" telle que A, B, ou C, point anguleux de la contrainte budgétaire, qu'à une "solution intérieure" sur le segment AB ou en un point tel que D. La détermination du temps de travail de la femme obéit donc à un système conditionnel complexe comparant les niveaux d'utilité aux points de discontinuité et aux points anguleux de la contrainte budgétaire et aux points de tangence entre cette contrainte et une courbe d'indifférence. Il est néanmoins facile de voir que le temps de travail de la femme sera strictement positif si :

$$(6) \quad w_0^* = V_{\ell}(T, R(Y, Z), Z) \leq wR'(Y, Z)$$

où $R(\)$ est le revenu du ménage après impôt et allocations, et $1 - R'(\)$ le taux marginal d'imposition (éventuellement nul) lorsque la femme ne travaille pas. $wR'(\)$ est donc le revenu marginal net après impôt et allocations du travail de la femme. Cette condition généralise la condition de participation (2) du modèle de base.

Il faut toutefois noter qu'une telle condition n'est valide qu'en l'absence d'un coût fixe du travail féminin. Comme le montre la figure 1.d, un tel coût fixe reviendrait à translater vers le bas l'ensemble de la contrainte budgétaire pour des temps strictement positifs de travail et la condition marginale de participation (6) devrait être remplacée par la condition que la courbe d'indifférence passant par A coupe en un point ou un autre la contrainte budgétaire, soit encore s'il existe h^0 tel que :

$$(7) \quad U(T-h^0, R(Y+wh^0, Z), Z) > U(T, R(Y, Z), Z)$$

La différence entre les conditions (6) et (7) est que la première est en quelque sorte séparable par rapport au taux de salaire une fois celui-ci corrigé du taux marginal d'imposition de la famille lorsque la femme ne travaille pas. Du fait de la non-linéarité de $R(\cdot)$, cette séparabilité n'existe pas dans (7). On verra plus loin que cette distinction est importante du point de vue des spécifications économétriques à retenir pour l'estimation de fonctions de répartition. Dans cette perspective, on peut également noter que le cas d'un temps de travail indivisible ($h = 0$ ou $h = \bar{h}$) est similaire au cas où il existe un coût fixe d'entrée sur le marché du travail, puisque la condition de participation s'écrit alors :

$$(8) \quad U(T-\bar{h}, R(Y+w\bar{h}, Z), Z) > U(T, R(Y, Z), Z)$$

et met donc en jeu la fonction $R(\cdot)$ au point $Y+w\bar{h}$ à l'inverse de la condition (6) qui ne considère que le point Y .

Dans la perspective d'analyse des comportements qui est la nôtre, nous n'insisterons pas ici sur les aspects normatifs de l'influence de la fiscalité et des transferts sociaux sur l'offre de travail. Il suffira d'indiquer qu'une fois estimées des fonctions d'offre de travail sous l'une des formes précédentes, on devrait pouvoir calculer sans trop de difficultés le "coût social" de la fiscalité, c'est-à-dire les pertes d'utilité engendrées par la modification qu'elle entraîne dans l'arbitrage consommation-loisir des ménages.

- Problème d'estimation

On a vu dans les chapitres précédents les principaux problèmes posés par l'estimation de fonctions d'offre de travail, et plus précisément :

- le fait que l'offre de travail est bornée inférieurement par zéro (non-participation, conditions (3)-(4) par exemple).
- le fait que le salaire potentiel des femmes inactives n'est pas observé.

La présence d'un système d'imposition non proportionnel au revenu, les discontinuités éventuelles et la non-différentiabilité de la contrainte budgétaire qu'introduisent des allocations conditionnées par un plafond de ressources, compliquent très sérieusement ces problèmes. Une solution partielle a été offerte par G. Burtless et J. Hausman (1978) et J. Hausman (1980) mais, outre le fait qu'elle est assez lourde, elle s'est révélée inapplicable aux données de l'enquête INSEE-DGI, dans laquelle on ne disposait pratiquement pas d'informations sur le nombre d'heures de travail. Par ailleurs, cette enquête présentait une autre difficulté, le plus souvent ignorée dans les travaux économétriques sur l'offre de travail, consistant en l'absence de données de salaire pour certaines femmes actives. L'analyse a donc été conduite en termes de participation plutôt que d'heures de travail et c'est dans ce cadre que l'on ré-examinera brièvement les problèmes d'estimation dus à l'introduction de la fiscalité et aux données manquantes.

Nous retiendrons dans ce qui suit des formes log-linéaires d'offre de travail et de taux de salaire. En l'absence de fiscalité, supposons donc que le nombre optimal d'heures de travail d'une femme soit donné par :

$$h^* = a_0 + a_1 \text{Log } Y + a_2 \text{Log } w + Z a_3$$

Supposons en outre que les préférences des ménages ne soient pas parfaitement identiques, malgré la prise en compte des variables Z , mais soient dispersées autour d'une certaine moyenne, cette dispersion pouvant se représenter pour un ménage particulier par un terme aléatoire, u , d'espérance nulle entrant additivement dans la fonction précédente. Par continuité, la condition de participation s'écrit :

$$(9) \quad P = \begin{cases} 0 \\ 1 \end{cases} \text{ si } h^* = a_0 + a_1 \text{ Log } Y + a_2 \text{ Log } w + Z a_3 + u \begin{cases} < \\ > \end{cases} 0$$

où P est une variable dichotomique indiquant l'activité. Les coefficients de ce modèle s'estiment facilement, on l'a vu, par la méthode du Probit si u est supposé distribué selon une loi normale.

En référence à la discussion de la section précédente, il est clair que cette formulation est implicitement basée sur l'hypothèse d'un temps de travail parfaitement divisible. En termes de participation, toutefois, si le modèle (9) peut également s'appliquer au cas où le temps de travail serait fixe il faudrait mieux, au vu de la condition (4) correspondante, l'écrire :

$$(10) \quad P = \begin{cases} 0 \\ 1 \end{cases} \text{ si } a'_0 + a'_1 \text{ Log } Y + a'_2 \text{ Log}(Y + w\bar{h}) + Z a'_3 \begin{cases} < \\ > \end{cases} 0$$

pour préserver la symétrie de la comparaison entre activité et inactivité de la femme. ¹⁾

La difficulté principale dans l'estimation du modèle (9) (ou (10)) est que le salaire w n'est pas observé pour les femmes sans emploi et qu'on ne peut leur attribuer le salaire estimé à partir des revenus des femmes employées. En effet, si l'on retient pour w la spécification :

$$(11) \quad \text{Log } w = X\beta + v$$

où X est un ensemble de caractéristiques de la femme, et v une variable aléatoire, et si l'on cherche à estimer les coefficients β par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), on retrouve le problème du biais de sélectivité abordé précédemment.

Ce problème est simple à comprendre dans la présente formulation. En remplaçant $\text{Log } w$ par son expression (11) dans le modèle (9), on constate immédiatement que, pour les femmes actives, le terme aléatoire v est automatiquement contraint. En effet, la condition $h^* \geq 0$ implique après la substitution précédente :

$$v \geq -X\beta - \frac{1}{a_2} (a_0 + a_1 \text{Log } Y + Za_3 + u)$$

Le terme aléatoire v dans (11) n'est donc pas indépendant des variables explicatives X , et si v est supposé au départ de distribution normale, il s'agit en fait d'une distribution tronquée impliquant que l'espérance de v , sur les femmes actives, n'est pas nulle. L'estimateur MCO de β dans (11) est donc nécessairement biaisé.

Afin de remédier à cet inconvénient, il faut estimer conjointement l'équation (11) et le modèle (9), en tenant compte du fait que les termes aléatoires u et v , traduisant éventuellement l'effet de variables manquantes, ne sont pas nécessairement indépendants. Avec le modèle (12) par exemple, la vraisemblance d'observer une femme inactive ($P = 0$) sera :

$$(12.a) \quad \text{Pr} \{a_0 + a_1 \text{Log } Y + a_2 (X\beta) + Za_3 + u + a_2 v \geq 0\}$$

et la vraisemblance d'observer une femme active ($P = 1$) et le fait que son salaire soit au niveau w sera :

$$(12.b) \quad \text{Pr} \{\text{Log } w - X\beta - v = 0 ; a_0 + a_1 \text{Log } Y + a_2 (X\beta) + Za_3 + u + a_2 v \geq 0\}$$

u et v étant supposées des variables normales non-indépendantes. Un tel

modèle peut être estimé soit directement par la méthode du maximum de vraisemblance soit, comme cela a été fait dans le chapitre précédent en enchaînant une estimation Probit de (9) puis une estimation MCO de (11) en y incluant les ratios de Mill déduits du Probit. Nous utiliserons ici la première méthode qui garantit des estimateurs asymptotiquement efficaces. ³⁾

La prise en compte de la fiscalité ne modifie pas la technique d'estimation précédente si la contrainte budgétaire à laquelle elle conduit est continue et différentiable et si le temps de travail est divisible. A la forme fonctionnelle près, la condition (6) est en effet équivalente du point de vue de l'estimation à la condition (2). Par contre, les choses sont plus complexes lorsque la contrainte budgétaire est discontinue et/ou le temps de travail est fixe. La condition de participation est alors la condition (8). Si w est connu pour l'ensemble de l'échantillon, et si une certaine forme fonctionnelle est retenue pour U (la fonction $R(\cdot)$ étant donnée), l'estimation d'un modèle de ce type relève de la méthode du Probit. Par contre, si w n'est pas connu, se pose de nouveau le problème du biais de sélectivité qui, cette fois-ci, est plus délicat à résoudre du fait de la non-linéarité imposée par la fonction de revenu net $R(\cdot)$. Retenons à nouveau une forme logarithmique pour la fonction U et un terme aléatoire, u , distribué de façon normale autour de zéro pour représenter la dispersion des préférences des ménages. On obtient alors une condition de participation du type :

$$(13) \quad a_0 + a_1 \text{Log} [R(Y,Z)] + a_2 \text{Log} [R(Y+w\bar{h},Z)] + Za_3 + u \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} 0$$

Si l'on retient d'autre part la fonction de salaire (11) :

$$\text{Log } w = X\beta + v$$

il est clair que la substitution de cette expression dans (13) revient à effectuer une transformation non-linéaire de v . Si v est supposé distribué normalement, l'évaluation de la probabilité correspondante de se trouver dans l'un ou l'autre cas de (13) devient très délicate. Il est à noter par ailleurs, que cette difficulté n'est pas à proprement parler liée à l'introduction de la fiscalité mais simplement à la non-linéarité de la contrainte budgétaire qu'elle peut entraîner et qui peut exister sans elle. Le problème que l'on vient d'analyser reste présent lorsque l'on néglige la fiscalité et que l'on maintient l'hypothèse d'un temps de travail fixe comme c'est le cas avec le modèle (10).

Bien que, comme on vient de le voir, la correction du biais de sélectivité dépende de la forme fonctionnelle qui doit logiquement être retenue pour la fonction de participation, on évitera les complications précédentes en négligeant la fiscalité et les discontinuités de la contrainte budgétaire dans l'estimation de ce biais. On estimera donc l'équation de salaire offert par le modèle standard (12.a - 12.b), puis la fonction de participation (13) incluant les effets de la fiscalité et des transferts sociaux par un simple Probit où la variable w prendra la valeur prédite par l'équation de salaire.

Dans le cadre de l'enquête utilisée, cette estimation de salaire offert pose cependant un autre problème. Pour certaines femmes actives, on ne dispose pas d'information sur leur revenu, soit parce qu'elles n'en ont pas, c'est le cas des chômeuses, soit parce qu'on ne connaît pas leur durée de travail (en mois par an ou sur la base discrète temps plein/temps partiel). Comme il pourrait être préjudiciable d'ignorer purement et simplement ces cas qui ne résultent pas forcément d'une sélection aléatoire, la procédure d'estimation (12.a - 12.b) a donc dû être généralisée de

façon à couvrir les trois cas possibles. La vraisemblance d'une observation dans chaque cas est donnée par :

Femmes Inactives :

$$(14.a) \quad \text{Pr} \{ a_0 + a_1 \text{Log } Y + a_2 (X\beta) + Za_3 + u + a_2 v \leq 0 \}$$

Femmes Actives dont le revenu est inconnu ou incomplètement connu :

$$(14.b) \quad \text{Pr} \{ a_0 + a_1 \text{Log } Y + a_2 (X\beta) + Za_3 + u + a_2 v \geq 0 \}$$

Femmes dont le revenu est complètement connu :

$$(14.c) \quad \text{Pr} \{ \text{Log } w - X\beta - v = 0 ; a_0 + a_1 \text{Log } Y + a_2 (X\beta) + Za_3 + u + a_2 v \geq 0 \}$$

Il est clair que l'inclusion du deuxième groupe de femmes dans l'échantillon peut modifier l'estimation des coefficients de la fonction de participation ce qui peut ensuite modifier les coefficients de l'équation de revenu et changer finalement l'ensemble des résultats qui auraient été obtenus en les éliminant de l'échantillon.

2 - Les données .

Elles proviennent , nous l'avons dit, de l'enquête fiscale INSEE-DGI de 1975 et constituent un échantillon au 500^{ième} de la population des ménages français. Malgré leur représentativité et leur grande richesse, elles posent cependant un certain nombre de problèmes qui nous ont forcés à restreindre l'échantillon utilisable. Le premier ensemble de problèmes concerne la définition des ménages et des revenus tels qu'ils sont appréhendés par les services fiscaux.

- Ménages et foyers fiscaux

Le ménage, tel qu'il est défini par le recensement peut comprendre plusieurs "foyers fiscaux", c'est-à-dire plusieurs déclarations séparées de revenu. Ces ménages multi-foyers soulèvent certaines difficultés. D'une part, le revenu de l'un des foyers est fréquemment inconnu. D'autre part, le foyer correspondant au chef de famille est le seul détaillé au niveau "ménage" du fichier, mais ne correspond pas toujours au foyer économique "principal" du ménage, c'est-à-dire le plus gros apporteur de ressources (cas du retraité "chef de famille" vivant avec la famille d'un de ses enfants). Ces biais nous ont conduits à éliminer ces ménages multi-foyers de l'échantillon, soit une perte d'environ 15% par rapport aux données initiales.

- Revenus négatifs

Pour certains ménages, le revenu "économique" calculé par la DGI se révèle négatif du fait de l'inclusion de pertes d'exploitation dans des entreprises individuelles. Comme il ne s'agit là que d'une définition comptable sans rapport avec le niveau de vie des ménages considérés et comme aucune possibilité de redresser ces revenus ne semblait exister, ces ménages étaient également à éliminer. De fait, on a simplement décidé d'exclure les ménages où le chef ou le conjoint se déclaraient exploitants agricoles, le cas de loin le plus fréquent de revenu négatif. Une telle décision était d'autant plus justifiée que le comportement de participation féminine est sans nul doute tout à fait particulier dans le secteur agricole.

- Absence d'information

La dernière restriction imposée à l'échantillon concerne l'absence des informations pertinentes sur les caractéristiques socio-économiques des ménages. Certains ménages déclarants se trouvaient être en effet différents

des ménages recensés, par suite de déménagement. Pour d'autres, l'information recueillie était tout simplement incomplète. Environ 10% des ménages ont ainsi été exclus de l'échantillon.

Une fois éliminés les ménages dont le chef de famille n'était pas marié et, naturellement, les ménages dont les conjoints avaient dépassé l'âge actif (60 ans), la taille de l'échantillon utilisable s'est établie à 11 000 ménages représentatifs d'une population d'environ 6,5 millions, soit 40% de l'échantillon initial.

Cette sélection effectuée, restaient les difficultés liées à l'information incomplète sur la durée de travail de certaines femmes actives. On a vu précédemment comment ce problème pouvait être résolu en définissant une vraisemblance trichotomique. Pour les femmes actives à information complète, cependant, se posait encore le problème de la variable de revenu à retenir dans le modèle d'estimation du "salaire offert" (12.a - 12.b). Fallait-il utiliser le revenu réel comme variable expliquée et dans ce cas la durée de travail en mois ainsi que la variable indicatrice temps plein / temps partiel comme variables explicatives ? Ou fallait-il définir à partir de ces informations un taux de salaire annuel plein temps et utiliser cette nouvelle variable comme variable endogène ? La première solution était assez douteuse puisqu'elle revenait à considérer comme exogène des variables d'offre de travail. La seconde était plus rigoureuse, mais l'imprécision de l'information "temps partiel" rendait délicat le calcul d'un taux de salaire plein-temps annuel. C'est néanmoins cette solution que l'on a retenu en redressant les revenus des femmes à temps partiel par un coefficient calculé à partir des revenus moyens à temps plein et à temps partiel, et en corrigeant

tous les revenus par la durée annuelle de travail (en mois).⁶⁾

Une fois ces diverses corrections effectuées, l'échantillon total d'environ 11 000 ménages comprenait un pourcentage de femmes actives de 52%, la moitié d'entre elles avec une information complète et l'autre moitié avec une information ne permettant pas de connaître leur taux de salaire annuel à temps plein. Des limitations de capacités de traitement informatique nous ont cependant conduit à réduire cet échantillon de moitié par un tirage aléatoire si bien que les résultats qui suivent portent en fait sur 5493 ménages.⁷⁾

Un dernier point doit être mentionné avant d'examiner ces résultats. Il concerne la représentation analytique de la fonction de revenu net $R(\)$ après impôt et allocations. En théorie, l'information disponible devrait permettre le calcul exact de l'impôt sur le revenu et des diverses allocations auxquelles ont droit les ménages. Pratiquement, cependant, on ne dispose pas dans l'enquête d'informations sur le montant effectivement perçu de ces allocations, si bien qu'on ne peut dans ce domaine que raisonner en termes théoriques sans pouvoir prendre en compte les multiples raisons pour lesquelles certaines allocations reçues par les ménages peuvent différer du montant indiqué par les barèmes officiels. Concernant l'impôt sur le revenu, par ailleurs, il était impossible de tenir compte de l'ensemble des déductions particulières apparaissant dans le calcul du revenu net imposable et qui obéissent à une multitude de causes diverses. Au lieu d'utiliser la réglementation officielle, on a donc estimé une fonction approchée du revenu imposable avec les revenus salariaux et non-salariaux comme principales variables explicatives, les résidus de cette estimation étant considérés comme des déductions particulières, exogènes dans la suite de l'analyse. C'est à ce revenu imposable estimé qu'a ensuite été appliqué

le barème officiel de l'impôt sur le revenu.⁸⁾

3 - Résultats des estimations.

Nous commencerons par examiner les résultats de la procédure d'estimation simultanée de l'équation de revenu et de la fonction de participation féminine lorsque ni la fiscalité ni les transferts sociaux ne sont pris en compte.⁹⁾ Rappelons que cette procédure a pour but de permettre l'imputation d'un revenu potentiel (taux de salaire "offert") aux femmes inactives en corrigeant l'estimation de ce revenu sur les seules femmes actives par le biais correspondant de sélectivité. En tenant compte des femmes actives dont le revenu est incomplètement connu, il s'agit donc du modèle (16.a-16.c) de la section théorique.

- Fonction de salaire potentiel et fonction de participation (hors impôt et allocations)

Les variables prises en compte dans la fonction de salaire sont les suivantes :

- XFINET = âge de fin d'études
- XEXP = expérience professionnelle, définie comme âge-XFINET
- XEXP2 = expérience professionnelle au carré
- XNENF = nombre total d'enfants (au sens de la filiation) dans le ménage ; cette variable est un correctif de XEXP, qui est incorrectement observée, l'idée étant que les interruptions d'activité sont liées au nombre d'enfants
- XREGP = variable dummy prenant la valeur un pour la région parisienne, et permettant d'identifier une différentielle régionale de salaire et de prix.

La variable expliquée est le logarithme du taux de salaire annuel à temps plein et l'on constate que le modèle retenu s'inspire du modèle classique de Mincer.

On a vu dans la section théorique que la fonction de participation dépendait logiquement de la différence entre le salaire demandé et le salaire offert. Il est donc logique que les variables précédentes qui définissent en théorie le taux de salaire potentiel soient reprises dans la fonction de participation. On éliminera cependant la variable XNENF¹⁰⁾, pour la raison qu'il semble justifié de distinguer dans la fonction de participation les enfants selon leur âge et selon le temps présumé de production domestique qu'ils peuvent réclamer de la mère de famille. Conserver la variable XNENF conduirait alors à des problèmes de colinéarité.

Outre les variables XFINET , XEXP, XEXP2 expliquant déjà le salaire potentiel, la fonction de participation comprend donc les variables suivantes, plus directement liées au salaire "demandé".

- Variables de revenu (Y)

YLMAR = logarithme du revenu du mari

YLPRO = logarithme du revenu de la propriété pour l'ensemble de la famille

YLAUT = logarithme du revenu des membres du ménage autres que le chef et le conjoint

Cette triple distinction à l'intérieur de la variable Y du modèle théorique est destinée à contrôler la présence éventuelle d'une simultanéité entre l'offre de travail de la femme et celle des autres membres du ménage.

- Variables de composition familiale (Z)

ZNE2 = Nombre d'enfants de deux ans ou moins

ZNE34 = Nombre d'enfants de trois ou quatre ans

ZNE510 = Nombre d'enfants de cinq à dix ans

ZNE115 = Nombre d'enfants de onze à quinze ans

ZNP = Nombre total de personnes dans le ménage.

Tableau 1 . Fonctions de salaire et de participation (sans impôt ni allocations)

<u>Variabiles</u>	<u>Salaire</u>		<u>Participation</u>	
Constante	8.146	(31.4)	1.128	(4.1)
XFINET	.0907	(14.0)	.0866	(9.4)
XEXP	.0435	(6.6)	.0216	(2.3)
XEXP2	-.0007	(5.2)	-.0010	(5.3)
XNENF	-.0570	(2.8)	-	
XPAR	.2604	(5.1)	-.0006	(.1)
YLMAR	-		-.1910	(10.1)
YLAUT	-		-.0808	(10.3)
YLPRO	-		-.0408	(5.7)
ZNE2	-		-.4971	(5.5)
ZNE34	-		-.4403	(6.3)
ZNE510	-		-.3567	(7.1)
ZNE115	-		-.1872	(3.3)
ZNP	-		-.0781	(1.8)
Ecart-type du terme aléatoire	.5546		c) 1.0	
Corrélation entre les deux termes aléatoires		-.1948 (2.2)		
Logarithme de la vraisemblance		-3310.22		
Nombre d'observations		5493		
% femmes actives avec information complète		25.8 ^{d)}		
% femmes actives avec information incomplète		27.4 ^{d)}		

a) Statistiques de Student entre parenthèse

b) Cette estimation, comme les suivantes, a été effectuée avec le programme QUALIT (F. Bourguignon et B. Sabatier-Labeyrie (1982)).

c) Valeur nécessairement arbitraire dans les méthodes de type Probit.

d) Le taux moyen d'activité correspondant (53.2%) est très supérieur à la moyenne nationale (41%) du fait de l'exclusion de notre sous-échantillon des femmes (et chefs de famille) au-dessus de 60 ans, (taux d'activité moyen de 11% dans l'échantillon original) ainsi que des ménages de plusieurs foyers fiscaux où la participation est moindre du fait de l'âge des époux, et de la présence de revenus additionnels.

Les résultats de l'estimation sont reportés sur le Tableau 1. Tous les coefficients de l'équation de salaire sont du signe et de l'ordre de grandeur attendus. Ils sont extrêmement significatifs et très proches des estimations similaires disponibles en France. Le coefficient de la variable XNENF est bien négatif comme le suggère l'hypothèse que le nombre d'enfants est négativement corrélé au nombre d'années d'activité. D'après sa valeur, un enfant correspondrait ainsi en moyenne à une interruption d'activité d'environ 16 mois.

En ce qui concerne la fonction de participation on constate que les variables entrant dans l'équation du salaire "offert" ont bien une influence positive sur l'activité féminine tandis que les variables de revenu ont un effet significativement négatif. L'élasticité de la participation par rapport au revenu du mari est de l'ordre de .16, et elle est plus élevée que celles associées aux revenus des autres membres ou de la propriété, ce qui pourrait laisser penser à une certaine simultanéité entre les offres de travail des conjoints. Par ailleurs, les enfants exercent également un fort pouvoir de dissuasion vis à vis de l'activité des femmes, mais celui-ci diminue avec l'âge. Les estimations obtenues indiquent ainsi qu'un enfant de moins de trois ans réduit la probabilité de participation d'environ 19% alors que cet effet est seulement de 8% pour un enfant entre 11 et 15 ans et de 2% pour un adulte.

12)

13)

Finalement, le coefficient de corrélation entre les termes aléatoires des fonctions de salaire et de participation apparaît significativement différent de zéro, ce qui suggère qu'un certain biais de sélectivité aurait entâché l'équation de salaire si elle avait été estimée de façon indépendante. Le coefficient est cependant négatif alors qu'on s'attendrait à ce qu'il soit positif. Si l'on se reporte à la section théorique, cela

indique donc une forte corrélation négative entre les variables explicatives inobservées de l'équation de salaire (v) et de la fonction de participation (u), qui surclasse ainsi l'effet du biais de sélectivité lui-même. Des variables importantes tant pour l'explication des revenus que pour celle de la participation sont donc probablement laissées en dehors de l'analyse faute d'être observées.¹⁴⁾

— Fonctions de participation incluant l'effet de la fiscalité et des transferts sociaux.

En accord avec la section théorique, deux modèles de participation intégrant la fiscalité et les transferts sociaux ont été estimés. Le premier est basé sur l'hypothèse d'une durée flexible de travail (cf. (6)) et postule qu'une femme sera active dès lors que le revenu marginal de sa première unité de travail corrigé du taux marginal d'imposition, est supérieur à son taux de salaire "demandé" qui, outre la composition de la famille, dépend du revenu de la famille après impôt et transfert lorsqu'elle est inactive. Le deuxième modèle, au contraire, suppose une indivisibilité des temps de travail (cf. (8)) et explique la participation par les revenus familiaux, après impôt et transferts, lorsque la femme est inactive et lorsqu'elle est active à temps plein. Il s'agit là bien entendu d'hypothèses extrêmes qui ignorent la coexistence d'indivisibilités des temps de travail (et de coûts fixes) et l'activité à temps partiel. Utiliser la variable indicatrice correspondante dans l'enquête toute en tenant compte de la non-linéarité de la contrainte de budget aurait cependant conduit à des problèmes d'estimation économétriques complexes.¹⁵⁾ On peut noter par ailleurs que l'activité à temps partiel est très minoritaire,

puisque dans notre échantillon, elle touche environ 12% des femmes actives.

Dans les deux modèles, le taux de salaire "offert" est le taux annuel à temps plein qui résulte de l'équation de salaire apparaissant au tableau 1. Comme cette estimation inclut des variables qui étaient initialement en commun avec la fonction de participation (XFINET, XEXP, XEXP2), ces variables ont dû être éliminées des nouveaux modèles afin d'éviter tout problème de colinéarité. En dehors des revenus après impôt et transferts et du taux marginal de salaire de la femme, ces fonctions comprennent donc essentiellement une variable d'âge (XAGE) et les variables de composition familiale.

Les résultats des estimations apparaissent dans les deux premières colonnes du Tableau 2, les variables de revenu et de salaire étant définies de la façon suivante.

- Revenu familial net lorsque la femme est inactive

$$YLRNO = \text{Log} [T + A(Z, Y) - T(Y - D^*, Z)]$$

- Revenu familial net lorsque la femme est active

$$YLRN1 = \text{Log} [Y + \hat{w} + A(Z, Y + \hat{w}) - T(Y + \hat{w} - D^*, Z)]$$

- Taux de salaire marginal de la femme

$$YLSALM = \text{Log} [\hat{w} (1 + A_y(Z, Y) - T_y(Y, Z))]$$

où $T(\)$ est la fonction d'imposition (T_y étant le taux marginal d'imposition), $A(\)$ les transferts (allocation familiale, allocation de salaire unique et allocation logement) et \hat{w} est le revenu potentiel de la femme selon les estimations du Tableau 1. Finalement, D^* correspond aux déductions fiscales particulières, estimées par les résidus de la fonction approchée de revenu imposable (cf. note 8).

Si l'on compare les deux premières colonnes du Tableau 2, on constate que l'hypothèse de divisibilité du temps de travail conduit à une meilleure estimation, en termes de vraisemblance, que l'hypothèse d'une durée fixe. Conclure d'emblée en faveur de la première hypothèse serait cependant erroné. D'une part, comme aucun des deux modèles n'est logiquement inclus dans l'autre, la comparaison des vraisemblances ne peut être interprétée comme un test statistique. D'autre part, il faut bien voir que la différence essentielle entre les deux modèles est que le premier isole plus précisément l'effet du salaire potentiel alors que, dans le second, l'effet de cette variable se conjugue de façon plus complexe à celui du revenu des autres membres de la famille, de la fiscalité et des transferts. Dans ces conditions, on peut penser que le premier modèle "fonctionne" mieux que le second de par le poids plus grand donné aux variables définissant le salaire potentiel et qui, si elles ont été omises pour éviter des colinéarités, peuvent en tout état de cause être des déterminants importants de l'activité.

Tableau 2. Fonction de participation incorporant les effets de la fiscalité et des transferts . a)

Variables	Durée flexible de travail		Durée fixe de travail(1)		Durée fixe de travail (2)	
Constante	-9.49	(10.8)	-.753	(2.9)	.196	(1.2)
XAGE	-.040	(18.2)	-.038	(17.7)	-.033	(15.1)
XREGP	-.110	(2.0)	.134	(2.8)	.134	(2.8)
YLRNO	-.344	(12.7)	-1.908	(24.3)	-1.602 ^{b)}	(19.0)
YLRN1	-		2.093	(25.0)	1.602 ^{b)}	
YLSALM	1.567	(18.6)	-		-	
ZNE2	-.326	(4.6)	-.308	(4.4)	-.328	(4.6)
ZNE34	-.315	(5.7)	-.321	(5.8)	-.328	(5.9)
ZNE510	-.195	(5.1)	-.196	(5.0)	-.178	(4.6)
ZNE115	-.001	(.3)	-.009	(.2)	.016	(.4)
ZNP	-.179	(5.6)	-.121	(3.6)	-.142	(4.3)
XFINET					.068	(10.3)
Logarithme de la vraisemblance	-3189.15		-3189.15		-3220.04	
Nombre d'observations	5493		5493		5493	
% de femmes actives	53.2		53.2		53.2	

a) Les chiffres entre parenthèses sont les statistiques de Student.

b) Ces deux coefficients sont contraints à être de signe opposé.

Soit, par exemple, le cas de l'éducation. Comme elle intervient de façon primordiale dans la détermination du salaire potentiel, il est difficile de l'introduire comme variable explicative supplémentaire sans risque de colinéarité. Il est pourtant clair que l'éducation peut influencer sur l'activité féminine autrement que par l'intermédiaire du salaire potentiel ; par exemple en affectant les préférences de la femme.¹⁶⁾ Dans ces conditions, la forme fonctionnelle correspondant au modèle à temps divisible de travail peut tendre à sur-estimer l'effet du salaire potentiel en attribuant à cette variable des effets de l'éducation qui en sont indépendants. Cette difficulté se trouve atténuée dans le modèle à durée fixe de travail, du fait que le salaire potentiel n'y apparaît qu'indirectement à l'intérieur du revenu net total de la famille, mais ceci explique également que la vraisemblance associée à ce modèle soit plus faible, puisque l'éducation ne peut y exercer tout son pouvoir explicatif.

Une restriction naturelle sur le second modèle permet de mettre en lumière ce phénomène. Si l'on postule une forme logarithmique du revenu pour la fonction d'utilité, et si le coefficient correspondant est supposé indépendant du travail de la femme, la condition théorique (8) conduit à une fonction de participation dépendant de la différence entre les logarithmes des revenus familiaux nets lorsque la femme est active et lorsqu'elle ne l'est pas. Il semble donc raisonnable de contraindre les coefficients des variables YLRNO et YLRN1 à être de signe opposé (hypothèse qui est d'ailleurs satisfaite par les estimations reportées sur le Tableau 2). Cette contrainte permet alors d'introduire les variables entrant dans le salaire potentiel comme variables explicatives indépendantes additionnelles, sans problème de colinéarité. C'est ce qui est fait avec l'éducation (XFINET)

dans la dernière colonne du Tableau 2. On constate une amélioration évidente de la vraisemblance rapprochant la performance du modèle à temps de travail fixe de celle du modèle à temps parfaitement flexible dont la supériorité se trouve ainsi limitée.

Un avantage de la forme fonctionnelle retenue pour ce modèle à durée flexible de travail est qu'elle permet une estimation directe de l'élasticité de la participation féminine par rapport au taux marginal de salaire. Au point moyen de l'échantillon cette élasticité apparaît très élevée puisqu'elle est de l'ordre de 1.2 . Mais, encore une fois, l'argument qui précède laisse penser que ce chiffre est en fait très sur-estimé , car il inclut l'effet indépendant d'une variable telle que l'éducation. L'élasticité-revenu est plus difficile à calculer puisqu'elle provient de deux sources. L'effet direct à travers la variable YLRNO est modéré mais l'effet indirect à travers le taux marginal d'imposition dans la variable YLSALM peut être substantiel du fait de l'élasticité élevée de la participation par rapport à cette variable. Etant donnée la nature discontinue de la courbe de taux marginal d'imposition, l'évaluation est mal commode mais en considérant le cas où une augmentation de revenu impliquerait le passage à une tranche supérieure d'imposition, l'élasticité-revenu totale est approximativement égale à $-.25$ au point moyen de l'échantillon. Ce chiffre est significativement supérieur à celui qui avait été obtenu précédemment en ignorant la fiscalité et les transferts sociaux.

Les effets de salaire et de revenu sont plus délicats à identifier dans le modèle à durée fixe de travail puisque tous les revenus de la famille apparaissent dans les variables YLRNO et YLRN1. Il est certain cependant que l'élasticité-salaire est bien plus faible que dans le modèle précédent.

En ignorant les variables Z , cette élasticité peut être calculée selon la formule suivante :

$$\Delta P/P = \psi(P) \left[2.093 (1 - T' + A') \frac{w}{Y+w-T(Y+w)+A(Y+w)} \right] \frac{\Delta w}{w}$$

où P est la probabilité de participer, et $\psi(P)$ l'inverse du ratio de Mill. En utilisant les valeurs moyennes de l'échantillon, l'élasticité est à peu près égale à .60 alors qu'elle était supérieure à l'unité dans le modèle à temps flexible. L'inverse se produit pour l'élasticité-revenu qui est de l'ordre de -1 dans ce modèle.

La forme fonctionnelle retenue pour l'estimation des fonctions de participation apparaît donc déterminante pour l'évaluation des élasticités de ce comportement et des recherches plus approfondies sur ces formes fonctionnelles sont nécessaires pour lever l'ambiguïté que nous avons mise en évidence. Parce que l'hypothèse d'une certaine indivisibilité du temps de travail ou de la présence de certains coûts fixes semble intuitivement plus plausible, nous retiendrons les élasticités correspondant à ce modèle (sous 17) la seconde forme du Tableau 2) dans les simulations que nous nous proposons d'entreprendre à présent. Un tel choix implique cependant que ces simulations ne peuvent être actuellement qu'indicatives des effets du système fiscal et des transferts sociaux sur l'activité féminine.

Avant d'examiner ces simulations, un dernier résultat commun aux divers modèles reportés au Tableau 2 mérite d'être souligné. Il s'agit du fait que le rôle dissuasif des enfants apparaît dans ces modèles bien plus faible que dans le cas où l'estimation de la fonction de participation ignorait les effets de la fiscalité et des transferts sociaux (cf. Tableau 1), même lorsque l'on tient compte du fait que l'effet de la taille de la famille

a augmenté. Ainsi une personne supplémentaire dans la famille diminue la probabilité de participation de 4% au point moyen de l'échantillon, alors que ce chiffre était de 2% lorsque la fiscalité était ignorée. Par contre, la présence d'un enfant supplémentaire de moins de trois ans diminue la probabilité de participer de 15% au lieu de 19% auparavant. Ces résultats sont naturels. Un enfant supplémentaire a deux effets dissuasifs sur l'activité marchande de la maîtresse de maison. Le premier augmente la demande d'activité domestique, le second élève le revenu disponible à travers la fiscalité et les transferts sociaux. Lorsque ces derniers éléments sont explicitement pris en compte dans la variable de revenu, il est normal que l'effet négatif d'un enfant sur la participation s'en trouve réduit. Selon nos estimations, le rôle observé important de la composition familiale sur l'offre féminine de travail comporte donc un "effet revenu" non négligeable.

4 - L'impact simulé de la fiscalité et des transferts sociaux sur l'activité féminine.

Au vu des estimations précédentes, l'influence du système fiscal et des transferts sociaux semble potentiellement importante. En utilisant le deuxième modèle à durée fixe de travail du Tableau 2 et en différenciant la formule du Probit par rapport aux variables de revenu, la variation de la probabilité qu'une femme participe à la force de travail s'écrit :

$$(17) \quad \Delta P = f(P) \quad 1.602 \quad \left[\frac{\Delta RN1}{RN1} - \frac{\Delta RNO}{RNO} \right]$$

où $f(P)$ est la densité associée à la probabilité P , tandis que RNO et $RN1$ sont les revenus disponibles nets des ménages lorsque la femme est inactive ou active.

Dans ces conditions, soit d'abord le cas d'un impôt proportionnel additionnel de 1%. En négligeant le fait que les allocations comprises dans le revenu net sont non imposables, les deux revenus RNO et RN1 se voient amputés de 1% et la probabilité de participation reste la même. Soit maintenant le cas d'une réforme fiscale progressive dont l'effet serait de diminuer le taux moyen d'imposition de 1% lorsque la femme est inactive (c'est à dire au niveau de revenu RNO) et de l'augmenter de 1% dans le cas contraire (au niveau de revenu RN1). Selon la formule précédente et en se plaçant au point moyen de l'échantillon ($P \approx 50\%$, $f(P) \approx .40$), une telle réforme diminue la probabilité de participation de 1.3%. Sur cette base, on peut donc penser que la progressivité de l'impôt sur le revenu et du système de transferts sociaux est un déterminant important du taux d'activité féminine.

Cette intuition n'est cependant pas confirmée par les simulations que nous avons effectuées sur l'ensemble de l'échantillon (et non plus au seul point moyen), et qui prennent donc en compte l'ensemble de la distribution des revenus.¹⁸⁾ Ces simulations dont les résultats apparaissent au Tableau 3 sont extrêmement simples et n'ont pour but que d'identifier l'effet sur l'activité féminine des principales composantes du système redistributif. Elles sont définies de la façon suivante.

1. Taux marginal constant d'imposition (impôt linéaire).

Le niveau d'exonération est fixé à 6125 F par part, le plancher d'imposition effectif en 1975. Au-delà de cette limite, l'impôt est donné par la formule :

$$T(Y) = t(Y - 6125.QF)$$

où QF est le quotient familial et t est fixé à 15% ou 20% de façon à rester au voisinage du taux effectif moyen d'imposition.

Tableau 3. Effets simulés de réformes hypothétiques de l'impôt sur le revenu et de certaines allocations versées aux familles (1975).

<u>Réforme</u>	<u>Taux d'activité moyen (%)</u>
Systeme effectif	53.2
Impôt linéaire (t=15%)	53.6
(t=20%)	53.2
Suppression de l'allocation de salaire unique	54.7
Allocation de salaire unique sans plafond de ressources	52.9
Suppression de l'allocation logement	53.7
Suppression des allocations familiales	54.0
Suppression de l'ensemble des allocations	56.2

2. Suppression de l'allocation de salaire unique.
3. Attribution de l'allocation de salaire unique (majorée) à tous les ménages où la femme est inactive , sans limitations de ressources.
4. Suppression de l'allocation de logement.
5. Suppression des allocations familiales.

La suppression de la progressivité de l'impôt, au-dessus de la limite d'exonération, a l'effet attendu d'augmenter le taux moyen d'activité féminine mais cet effet est plus modéré que ne le suggérait le raisonnement au point moyen de l'échantillon puisque le taux de participation passe de 53.2% à 53.6% seulement, dans le cas d'un taux marginal d'imposition constant de 15% sur le revenu brut. Par rapport à l'argument théorique qui précède, l'explication de ce phénomène est assez simple et réside principalement dans la structure des revenus de la population. Il est clair que la mesure envisagée diminue la progressivité de l'impôt pour les tranches élevées de revenu où le taux marginal réel d'imposition est supérieur à 15%. Pour cette classe de ménages, la participation féminine a donc tendance à augmenter. Si l'on considère, par contre, des ménages dont le revenu potentiel est plus faible, l'effet de la réforme est soit négligeable, soit même légèrement négatif dans le cas où l'activité de la femme conduisait initialement le ménage à un taux d'imposition marginal inférieur à 15%. Finalement, l'effet est évidemment nul pour les ménages se trouvant en dessous de la limite d'imposition, même lorsque la femme travaille. Si la baisse de participation est éventuellement importante pour la première classe de ménages, elle influe peu sur l'ensemble de l'échantillon. D'abord parce qu'elle concerne une proportion faible de ménages, du fait de la forme de la distribution des

revenus. Ensuite, parce qu'elle se voit légèrement compensée par un phénomène de sens opposé dans la classe intermédiaire de ménages.

L'augmentation du taux marginal d'imposition à 20% tend à diminuer le taux d'activité moyen en le rapprochant de son niveau effectif. Ceci se comprend aisément au vu de l'argumentation précédente. Le niveau de revenu pour lequel l'effet de cette réforme est d'augmenter l'activité par rapport à la situation initiale est plus élevé, et le nombre de ménages concernés est donc plus faible. Réciproquement, la catégorie de ménages pour lesquels l'effet est de diminuer l'activité est plus faible.

L'influence des diverses allocations dont peuvent bénéficier les familles sur le taux d'activité féminin est plus conforme à ce que l'on pouvait attendre, du fait de leur poids restreint dans le revenu disponible des ménages. Globalement, cependant, leur effet est très significatif puisque leur suppression reviendrait à augmenter le taux moyen d'activité de 3%. Parmi ces allocations, il n'est pas surprenant de constater que l'allocation de salaire unique a l'effet le plus important. Bien qu'elles ne dépendent ni de l'activité de la femme ni des ressources du ménage, on constate cependant que les allocations familiales ont également une assez forte influence puisque leur disparition entraînerait une hausse d'activité de .8%. De nouveau, la raison doit en être trouvée principalement dans la structure de la répartition des revenus.

On sait que, selon le modèle retenu, la probabilité de participation dépend du rapport entre revenu disponible du ménage lorsque la femme travaille et lorsqu'elle ne travaille pas. Si R_1 et R_0 sont les revenus nets, hors allocations familiales, des ménages correspondants à chacun de ces cas, l'activité féminine dépend donc essentiellement du rapport :

$$\rho = \frac{R_1 + A}{R_0 + A}$$

où A représente le montant des allocations reçues par le ménage. Sur cette formule, il est clair que la diminution de A augmente nécessairement le rapport ρ en donnant plus d'importance au gain potentiel de la femme. Par ailleurs, cette augmentation est d'autant plus forte que les allocations familiales représentent initialement une part importante du revenu disponible total du ménage. En dérivant ρ par rapport à A , on obtient ainsi facilement :

$$\frac{d\rho}{(dA/A)} = \frac{A}{R_0} \frac{1 - R_1/R_0}{(1 + A/R_0)^2}$$

Comme R_1/R_0 est nécessairement inférieur à l'unité, cette dérivée est bien négative et sa valeur absolue croît avec A/R_0 , lorsque ce rapport est inférieur à 50%. Pour l'ensemble des ménages, le rapport A/R_0 est en moyenne de l'ordre de 3% et la dérivée précédente est d'un ordre de grandeur assez faible (1.8%). Pour les ménages les plus défavorisés, cependant, le rapport A/R_0 est beaucoup plus élevé. Pour le premier quartile de l'échantillon (par rapport à R_0), A/R_0 est de l'ordre de 11% et l'effet d'une disparition des allocations familiales est alors équivalent à une augmentation du rapport ρ d'environ 4%.¹⁹⁾ En appliquant la formule (17), on peut alors calculer que l'augmentation de la probabilité de participation est à peu près de 2%. Ce même effet est beaucoup plus faible pour le quartile supérieur de la population. Le rapport A/R_0 y est de 1.5% et la participation n'augmente que de .4% lorsque les allocations familiales disparaissent.

Malgré le faible poids relatif des allocations dans le revenu disponible des ménages, la répartition des revenus est donc telle qu'en réduisant sensiblement le bénéfice relatif de l'activité féminine pour les ménages à revenu faible, ces allocations diminuent de façon non négligeable le taux

d'activité moyen. Ce phénomène se trouve amplifié par la forte progressivité implicite de l'allocation de salaire unique et de l'allocation logement.

Conclusion

Les explications des quelques résultats de simulation qui précèdent montrent la difficulté de parvenir à une vision intégrée de l'influence de la fiscalité et des transferts aux familles sur l'activité féminine. Par son jeu complexe de déductions, le système fiscal français n'impose pas au même taux les diverses sources de revenu d'un ménage (y compris les allocations qui sont imposées à un taux nul). Dans ces conditions, la mesure de l'impact de toute réforme sur le taux moyen d'activité féminine met nécessairement en jeu la structure initiale du revenu disponible des ménages selon ses diverses sources ainsi que la distribution de cette structure conjointement à celle des revenus primaires potentiels dans la population des ménages. Démêler le rôle exact de ces divers facteurs et la façon dont ils interfèrent est donc une tâche délicate méritant une étude particulière.

Les résultats obtenus dans l'analyse qui précède offrent cependant des points de repère importants. En l'état actuel des choses, ils montrent que, globalement, l'influence de la fiscalité et des transferts sociaux sur la participation féminine est limitée, n'excédant probablement pas des variations de 2 à 3% du taux moyen d'activité, et concernant donc environ 120 à 180 millions de personnes dans la population réelle des femmes mariées. Cela étant, ils montrent également que cette influence est extrêmement sélective, touchant très inégalement les ménages selon leur position dans la hiérarchie sociale.

Il faut cependant être conscient des limitations de ces résultats. D'une part, il est clair qu'ils peuvent dépendre des formes fonctionnelles choisies pour l'estimation des fonctions de participation, et en particulier des hypothèses implicites d'élasticité constantes qui ont été retenues. De ce point de vue, une analyse de sensibilité des simulations sommaires que nous avons effectuées par rapport au modèle théorique retenu pour les fonctions de participation serait probablement instructive. D'autre part, il faut également insister sur le fait que, au-delà des formes fonctionnelles, les modèles utilisés peuvent être trop restrictifs dans leur formulation même par rapport à la réalité. Diverses interrogations viennent en effet immédiatement à l'esprit. De par sa nature statique, le modèle de base n'ignore-t-il pas des effets dynamiques importants, impliquant par exemple que les simulations effectuées n'aient de sens qu'à long terme et en négligeant tout "effet de cohorte" ? L'exogénéité de variables telles que la composition familiale par rapport à l'activité féminine et par rapport au système fiscal est-elle justifiée alors que l'évolution récente montre justement une augmentation de l'activité des femmes couplée simultanément à une baisse de la fertilité et de la nuptialité ?

Il n'est pas question d'aborder ces problèmes ici, mais simplement de garder à l'esprit les limitations qu'ils peuvent impliquer quant au type de résultats obtenus au cours de cette étude et l'utilité qu'il y aurait à étendre le cadre théorique et empirique conventionnel dans lequel on s'est placé.

Notes

- 1) Le fait de supposer a'_1 et a'_2 distincts est discutable. Une fonction d'utilité $U(\)$ dans la condition (4) est de type Cobb-Douglas par exemple, impliquerait $a'_1 + a'_2 = 0$. Cette restriction sera utilisée plus loin.
- 2) La présentation simple qui suit du biais de sélectivité s'inspire de Z. Griliches, B. Hall et J. Hausman (1978).
- 3) Rappelons en effet que si les estimateurs obtenus par la méthode de Heckman sont sans biais, ils ne sont pas asymptotiquement de variance minimum.
- 4) Même dans le cas où la fonction de salaire serait linéaire ($w = x\beta' + v'$), la condition (13) s'écrirait :

$$a_0 + a_1 \text{Log}[R(Y,Z)] + a_2 \text{Log}[R(Y + \bar{h}x\beta' + \bar{h}v', Z)] + Za_3 + u \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} 0$$
 et le problème serait d'évaluer les probabilités correspondantes au vu de certaines hypothèses sur les variables aléatoires u et v' .
- 5) Cette solution est retenue par J. Hausman (1980).
- 6) La première solution avait été retenue dans une version préliminaire de cette étude (F. Bourguignon (1984)). Les deux méthodes ne conduisent pas à des résultats significativement différents.
- 7) On a vérifié que les résultats obtenus étaient normalement robustes par rapport à ce tirage aléatoire.
- 8) La fonction de revenu imposable (RI) estimée est la suivante:

$$RI = 2259 + .6509 \text{ TRAIT} + .928 \text{ PROP} - .832 \text{ DED}$$

où TRAIT correspond aux revenus du travail et assimilés (pensions, retraites), PROP aux revenus de la propriété et DED à des déductions particulières pour frais professionnels.

- 9) Les résultats qui suivent reprennent partiellement des estimations obtenues dans le cadre d'un projet de recherche du CREDOC sur un contrat DGRST et qui est encore en cours de rédaction.
- 10) Il s'agit en fait de la "forme réduite" (14.a), dans laquelle il est supposé que certaines variables comprises dans X, déterminants du taux de salaire, influencent indépendamment la participation. Les coefficients de X dans la fonction de participation ne sont alors plus nécessairement proportionnels à ceux de l'équation de salaire. Ceci est particulièrement vrai pour l'éducation, comme on le verra plus loin (cf. pages 23-24).
- 11) Voir par exemple M. Riboud (1983) et S. Lollivier (1984).
- 12) Selon la méthode du Probit, la formule qui permet de calculer l'élasticité de la probabilité de participation (P) par rapport à la variable x_i est:
- $$\Delta P/P = \varphi(P) a_i x_i (\Delta x_i / x_i)$$
- où $\varphi(P)$ est le rapport entre la densité d'une variable normale et sa fonction de répartition lorsque celle-ci vaut P. Comme P est de l'ordre de .5 dans l'échantillon, $\varphi(P)$ est approximativement .8 .
- 13) Ces chiffres sont calculés en utilisant la formule du Logit comme approximation du Probit.
- 14) Dans l'expression (12.c), il est clair que le coefficient de corrélation entre les termes aléatoires des fonctions de salaire (v) et de participation ($u+a_2v$) serait $a_2\sigma_v/\sigma_u$ si u et v étaient indépendants. Comme a_2 est positif, un coefficient estimé négatif implique une forte corrélation négative entre u et v.

- 15) Généraliser la procédure de Hausman (1980) au cas discontinu (temps plein / temps partiel) exige l'évaluation systématique de fonctions de répartition de variables normales bi-dimensionnelles avec un modèle contraint de type "Probit multinomial".
- 16) Avec les notations de la première section, ceci est équivalent à admettre que l'éducation entre non seulement dans les variables X de la fonction mais également dans les variables Z de la fonction d'utilité.
- 17) Une preuve en est implicitement donnée dans le cas américain par Hausman (1980) lorsque, grâce à l'observation des heures de travail, il mesure l'importance des coûts fixes du travail.
- 18) Plus précisément, la simulation consiste à évaluer à partir du modèle Probit, la probabilité théorique que dans chaque ménage de l'échantillon la femme travaille ou non. Le taux moyen d'activité pour l'ensemble est obtenu comme moyenne des 5493 probabilités individuelles.
- 19) Le rapport R_1/R_0 est de l'ordre de 1.6. Le calcul n'est pas fait ici à la marge.

Références :

- F. BOURGUIGNON et B. SABATIER-LABEYRIE (1982), "Le programme QUALIT", Document de travail, Laboratoire d'Economie Politique, ENS, Paris.
- F. BOURGUIGNON (1984), "Women's Participation and Taxation in France", à paraître dans une version révisée dans R. BLUNDELL (ed.) Applied Labor Economics, Oxford University Press.
- G. BURTLESS et J. HAUSMAN (1978), "The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment", Journal of Political Economy 86 (6).
- Z. GRILICHES, B. HALL et J. HAUSMAN (1978), "Missing Data and Self-Selection in Large Panels", Annales de l'INSEE, 30-31.
- J. HAUSMAN (1980), "The Effect of Wages, Taxes and Fixed Costs on Women's Labor Form Participation", Journal of Public Economics 14(2).
- S. LOLLIVIER (1984), "Revenu offert, prétentions salariales et activité des femmes mariées : un modèle d'analyse", Economie et Statistique 167.
- M. RIBOUD (1983), "Women in the Labor Form in France", à paraître, Journal of Labor Economics.

SOMMAIRE

FISCALITE, PARA-FISCALITE ET OFFRE DE TRAVAIL FEMININ

	Pages
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I : UN MODELE SIMPLE D'OFFRE DE TRAVAIL ET SES EXTENSIONS. 3 ×	
<u>Section 1</u> : Effets prix et revenu.....	10
(i) <i>Effet - revenu</i>	10
(ii) <i>Effet - prix</i>	10
(iii) <i>De l'offre individuelle à celle du marché</i>	13
<u>Section 2</u> : Les limites du modèle : Les critiques sans portée fondamentale	17
a) <i>La flexibilité des horaires</i>	17
b) <i>Le cumul d'emplois ou d'heures supplémentaires</i>	19
c) <i>Les attrait du travail</i>	21
d) <i>Les coûts fixes et proportionnels associés à la participation du travail</i>	24
<u>Section 3</u> : Les extensions du modèle : les critiques à portée fondamentale	30
a) <i>L'interdépendance des décisions d'offre de travail au sein de la famille</i>	30
b) <i>La notion de loisir contre la notion de production domestique</i>	36
c) <i>La dimension de l'offre de travail : heures pas semaine, mois, année ou cycle de vie ?</i>	42
<u>Section 4</u> : Portée du modèle : l'impact des impôts et des transferts sur l'incitation au travail	48
(i) <i>Impôts, transferts et contrainte budgétaire</i>	48
(ii) <i>Les impôts, les transferts et la fonction d'utilité</i>	50
(iii) <i>L'incidence des impôts et des transferts sur l'offre de travail</i>	51
(iv) <i>Le coût social de l'impôt</i>	55
CONCLUSION	58
BIBLIOGRAPHIE	59

CHAPITRE II : ELASTICITE-PRIX ET REVENU DE L'OFFRE DE TRAVAIL ...	63	×
INTRODUCTION	65	
<u>Section 1</u> : Les estimations de la première génération	68	
(i) <i>Les données</i>	68	
(ii) <i>Définition et mesures des variables</i>	69	
(iii) <i>Spécification économétrique de la fonction d'offre</i>	73	
(iv) <i>Les résultats empiriques</i>	76	
<u>Section 2</u> : Les estimations de la seconde génération	84	
(i) <i>Un retour au modèle théorique</i>	84	
(ii) <i>La participation au marché du travail</i>	88	
(iii) <i>Les biais d'auto-sélection</i>	92	
(iv) <i>Les analyses Probit et Tobit</i>	107	
BIBLIOGRAPHIE	119	
CHAPITRE III : FISCALITE, PROTECTION SOCIALE ET PARTICIPATION FEMININE	121	×
1) <i>Offre de travail, participation et fiscalité : problèmes théoriques et économétriques</i>	123	
2) <i>Les données</i>	135	
3) <i>Résultats des estimations</i>	139	
4) <i>L'impact simulé de la fiscalité et des transferts sociaux sur l'activité féminine</i>	150	
CONCLUSION	156	
REFERENCES	161	

4 JAN 1935

f