

## Aide informelle ascendante et effet sur l'offre de travail des aidants #

Roméo Fontaine, LEDa-LEGOS

Novembre 2009

### 1. Introduction

Le vieillissement de la population apparaît en Europe comme un des principaux enjeux des prochaines décennies. Il fait craindre dans la majorité des pays une pression difficilement soutenable sur les systèmes publics de protection sociale. Afin de relever ce défi démographique, le Conseil européen de Stockholm (2001) a donné pour objectif aux Etats membres de l'Union Européenne de porter le taux d'emploi à une moyenne européenne de 67%, en fixant des objectifs particuliers pour la population dite des seniors (personnes âgées de 50-64 ans). Il a en effet été « convenu de se fixer pour l'horizon 2010 l'objectif de porter à 50 % le taux d'emploi moyen dans l'UE pour la catégorie d'âge, hommes et femmes confondus, de 55 à 64 ans »<sup>1</sup>. Cet objectif des 50% fut par la suite renouvelé par le programme communautaire de Lisbonne (2005). Le [graphique n°1](#) présente la situation en 2008 des différents pays présents dans l'enquête SHARE<sup>2</sup>. La France apparaît en particulier comme l'un des pays où le taux d'emploi des seniors, hommes et femmes confondus, est le plus faible d'Europe<sup>3</sup>.

Incitée à travailler, il semble que la population des seniors soit aussi incitée à soutenir les nombreuses personnes, en particulier leurs parents, nécessitant une prise en charge dans la réalisation des activités de la vie quotidienne. La thématique de l'« aide aux aidants », qui vise à « trouver plusieurs voies pour accompagner et soutenir cet engagement solidaire au sein des familles » ([Conférence de la Famille, 2006](#)), semble illustrer dans le cas français cette volonté politique.

La question est alors de savoir si une politique visant à prolonger l'activité des seniors est compatible avec une politique visant à entretenir l'aide informelle dont peuvent bénéficier les personnes âgées nécessitant une prise en charge. Ne peut-on pas craindre une diminution de l'aide informelle en cas d'augmentation du taux d'emploi des seniors ? Ou au contraire, faire en partie reposer la prise en charge des personnes âgées sur les familles n'est-il pas un frein à l'augmentation du taux d'emploi des seniors ?

L'enquête SHARE fournit des outils précieux pour apporter des éléments de réponses à ces questions car elle permet une comparaison entre des pays dont le contexte institutionnel et culturel varie de manière assez importante<sup>4</sup>. Dans certains pays, en particulier dans les pays

---

<sup>1</sup> En 2001, le taux d'emploi de cette population était de 37,7% au niveau européen (Eurostat).

<sup>2</sup> Cf [section 6](#) pour une présentation des données SHARE.

<sup>3</sup> Se reporter par exemple au rapport du CAE ([d'Autume et al., 2006](#)) pour une analyse de l'emploi des seniors en France.

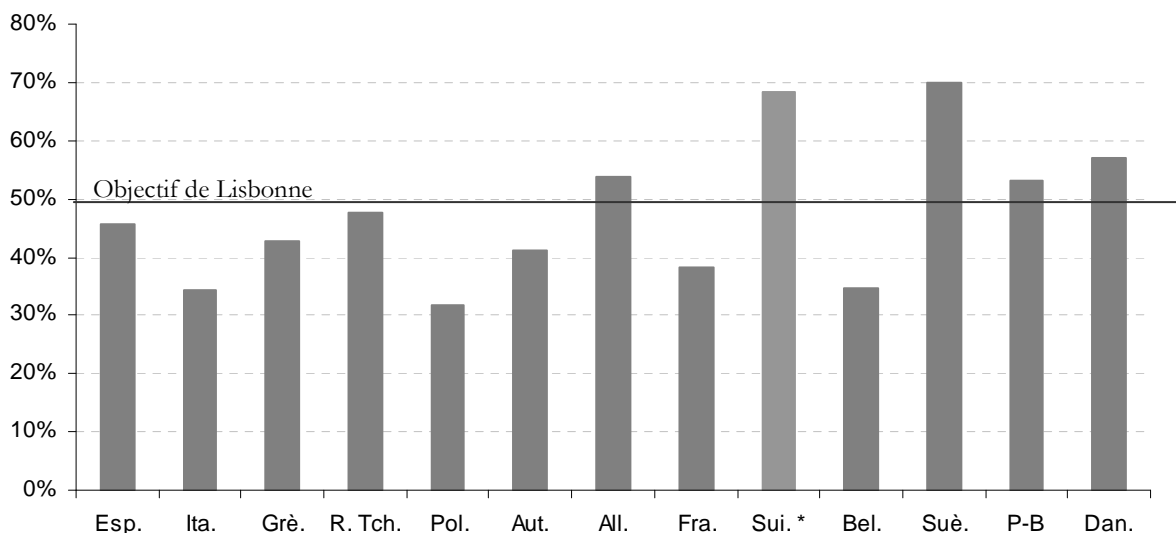
<sup>4</sup> Se reporter au rapport de l'OCDE ([2005](#)) pour une comparaison des systèmes publics de prise en charge de la dépendance.

# La présente étude a bénéficié d'une aide de l'Agence nationale de la recherche portant la référence ANR-09-JCJC-0141-01. Elle s'intègre dans le projet de recherche *Health Economics of Ageing and Participation in Society (HEAPS)*.

d'Europe du Nord, la prise en charge des personnes âgées dépendantes repose en grande partie sur des mécanismes de solidarité publique ce qui limite *a priori* les effets négatifs de l'aide informelle sur le taux d'emploi. C'est par exemple le cas de la Suède qui consacrait en 2004 près de 2,6% de son PIB aux dépenses de soins de long-terme et où près de 7% des plus de 65 ans vivaient en institution au début des années 90 (Bolin *et al.*, 2008). Dans d'autres pays, en particulier dans les pays d'Europe du Sud, les dispositifs de prise en charge publique sont moins importants. L'Espagne consacrait par exemple en 2004 près de 0,3% de son PIB aux soins de longue durée alors que moins de 3% de la population des plus de 65 ans vivaient en institution (Bolin *et al.*, 2008). Les pays d'Europe du Sud sont dès lors généralement décrits comme des pays où l'aide aux personnes âgées dépendantes repose essentiellement sur les familles. Les enfants, principaux aidants informels lorsque la personne âgée ne peut plus compter sur le soutien d'un conjoint, pourraient alors être contraints plus qu'ailleurs d'arbitrer entre offre d'aide et offre de travail.

Graphique n°1 :

Taux d'emploi des seniors (55-64 ans) en 2008 des pays représentés dans l'enquête SHARE



Source : Eurostat

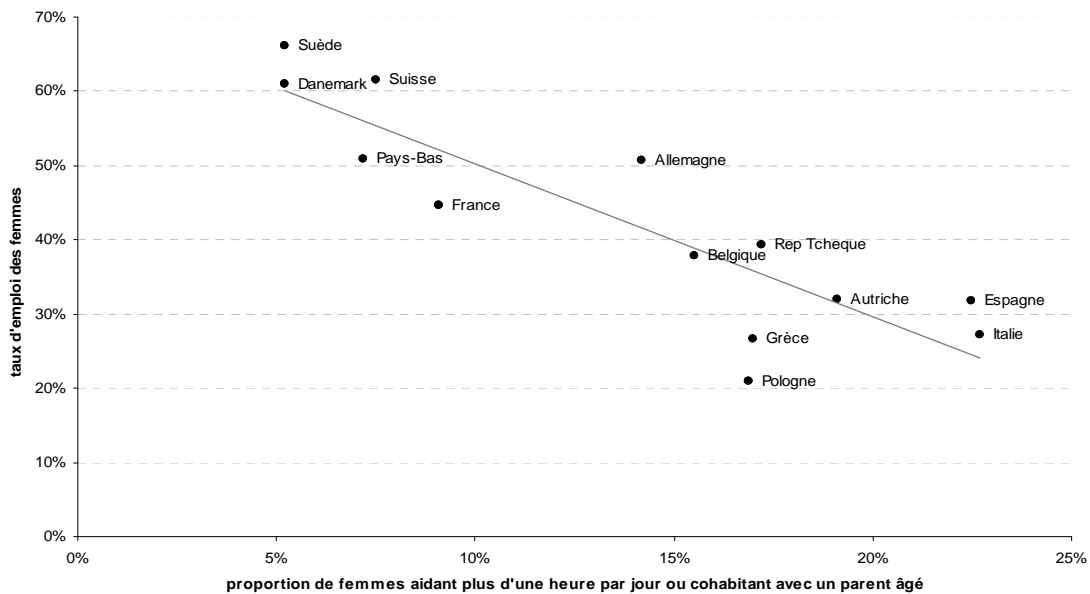
\* N'étant pas membre de l'UE, la Suisse n'est pas concernée par l'objectif de Lisbonne

Le [graphique n°2](#) illustre à l'aide des données de l'enquête SHARE l'hétérogénéité des pays européens. Ce graphique rapproche le taux d'emploi des femmes âgées de 50 à 65 ans avec la proportion d'entre elles qui apportent plus d'une heure d'aide par jour à leur parent âgé ou qui cohabitent avec ce dernier<sup>5</sup>. Une relation décroissante apparaît entre emploi et aide. A l'une des extrémités, se situent les pays d'Europe du Nord et la Suisse, caractérisés par un taux d'emploi des femmes élevé et une faible proportion de femmes aidant plus d'une heure par jour ou cohabitant avec un parent âgé. A l'autre extrémité se trouvent les pays d'Europe du Sud et d'Europe de l'Est caractérisés par un faible taux d'emploi et une forte proportion de femmes aidant plus d'une heure par jour ou cohabitant avec un parent âgé. Les autres pays se situeraient quelque part entre les deux.

<sup>5</sup> Nous nous focalisons ici, comme dans la suite de l'analyse sur l'aide que les seniors apportent à un parent seul, c'est-à-dire ceux ne pouvant plus compter sur l'aide d'un conjoint (cf [section 6](#)).

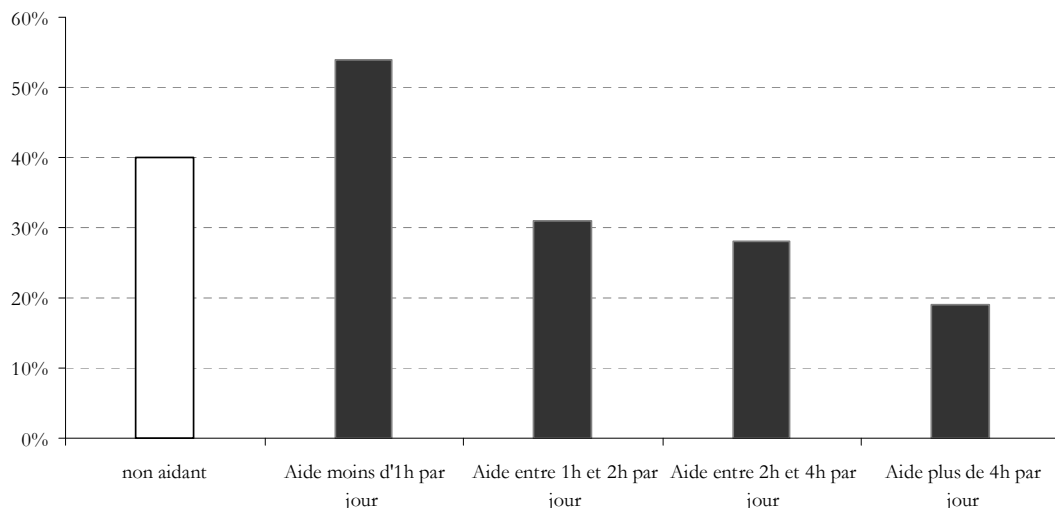
Cette corrélation négative se retrouve au niveau individuel lorsque l'on distingue les femmes<sup>6</sup>, selon l'intensité de l'aide qu'elles apportent à leur parent âgé (graphique n°3). Il apparaît cependant que les femmes apportant moins d'une heure d'aide par jour à leur parent non cohabitant occupent plus souvent une activité professionnelle que les non aidantes. La relation entre travail et aide ne reposerait donc pas simplement sur un pur effet de substitution entre les deux activités.

Graphique n°2 : Emploi et aide  
au sein de la population des femmes âgées de 50 à 65 ans n'ayant plus qu'un parent en vie



Champ : femmes âgées de 50 à 65 ans.  
Source : Eurostat et enquête SHARE, vague 2 (2006-2007)

Graphique n° 3 :  
Taux d'emploi des femmes selon le comportement d'aide



Champ : femmes âgées de 50 à 65 ans ayant un seul parent en vie (cohabitants exclus).  
Note : Les individus cohabitant sont exclus car le nombre d'heures d'aide est uniquement connu pour les individus apportant une aide à un parent vivant dans un autre ménage.  
Source : Enquête SHARE, vague 2 (2006-2007)

<sup>6</sup> La même corrélation existe pour les hommes (cf le graphique n° 8 de l'annexe n° 1)

L'objectif de ce document de travail consiste à étudier la manière dont interagissent, au niveau individuel, les décisions d'offre de travail et d'offre d'aide à un parent âgé. Plus précisément, l'objectif est de tester l'hypothèse selon laquelle le fait de prendre en charge un parent âgé incite certains individus à renoncer, au moins partiellement, à l'exercice d'une activité professionnelle. Comme la grande majorité des travaux empiriques relatifs aux interactions entre offre d'aide informelle et offre de travail, cette hypothèse sera ici testée au sein de la population des femmes âgées de 50 à 65 ans. Deux raisons nous poussent à restreindre l'analyse aux femmes. La première est qu'elles s'impliquent plus que les hommes dans la prise en charge d'un parent âgé. Au sein de la population des 50-65 ans de notre échantillon, près de 6 aidants sur 10 sont des femmes. Surtout, parmi les individus impliqués dans la prise en charge d'un parent, le temps consacré par les femmes dans l'aide est en moyenne de 3 heures et 6 minutes contre 1 heure et 11 minutes pour les hommes (Fontaine, 2009 (à paraître)). C'est donc au sein de la population des femmes que le risque de réduction du temps de travail, voir de renoncement au marché de travail est vraisemblablement le plus important. La deuxième raison est que les données dont nous disposons ne permettent pas une étude quantitative robuste au sein de la population des hommes. Dans l'échantillon utilisé ici, ces derniers sont en effet trop peu nombreux à fournir une quantité d'aide suffisante pour laisser présager d'un effet négatif de l'aide sur l'offre de travail<sup>7</sup> : sur les 1037 hommes que comporte notre échantillon, seul 46 apportent plus de 7 heures d'aide par semaine à leur parent âgé<sup>8</sup>.

La suite de cet article est organisée de la manière suivante. La section 2 présente de manière synthétique les principaux résultats de la littérature empirique et discute des différentes méthodes économétriques adoptées. La section 3 présente une modélisation microéconomique simple de l'arbitrage entre offre de travail et offre d'aide. La section 4 propose une spécification économétrique semi-réduite de l'arbitrage. Les données utilisées et les résultats d'estimations sont présentés dans les sections 5 et 6. La section 7 présente les résultats d'une modélisation alternative. Enfin, la section 8 conclut.

## **2. L'arbitrage entre travail et aide informelle : revue de la littérature empirique**

Depuis le milieu des années 90, un certain nombre de travaux empiriques se sont développés pour étudier la manière dont interagissent offre de travail et offre d'aide informelle. En Europe<sup>9</sup>, les premières études sur le sujet ont été effectuées sur données anglaises. Sur un échantillon constitué uniquement de femmes âgées de 21 à 59 ans, Carmichael et Charles (1998) montrent que le fait d'apporter une aide à un proche aurait un effet positif sur la participation au marché du travail pour celles aidant moins de 20 heures par semaine tandis que cela aurait un effet négatif pour celles aidant plus de 20 heures par semaine. Toujours sur données anglaises, les mêmes

---

<sup>7</sup> Un prolongement de ce projet de recherche consiste à estimer les modèles économétriques présentés par la suite sur les données de l'enquête Handicap-Santé, prochainement disponible. Ces données, plus riches que celles utilisées ici au regard du sujet d'étude, seront nettement plus propices à l'étude des déterminants de l'aide informelle au sein de la population des hommes.

<sup>8</sup> En particulier, seuls 5 pays sur les treize présents dans l'enquête sont caractérisés par un échantillon comprenant plus de deux hommes apportant au moins sept heures d'aide par semaine.

<sup>9</sup> Cf. Ettner (1995, 1996), Johson & Lo Sasso (2000), Pezzin & Schone (1999), Wolf & Soldo (1994) pour des travaux sur données américaines. Pour une étude récente sur données australiennes, se reporter à Berecki-Gisolf *et al* (2008)

auteurs montrent par ailleurs que l'effet négatif de l'aide au-delà d'un certain seuil serait plus faible pour les hommes que pour les femmes et que la cohabitation serait plus néfaste à l'emploi que l'aide « hors ménage » (Carmichael & Charles, 2003). L'étude de Heitmueller (2007), sur données plus récentes confirment ces résultats dans le cas anglais : l'aide à « distance » au-delà de 20 heures par semaine et la cohabitation avec un parent âgé auraient un effet négatif sur l'emploi.

En dehors de l'Angleterre, seuls trois études à notre connaissance étudient en Europe l'effet de l'aide à un proche sur l'offre de travail. Crespo (2007), utilisant les données de la première vague de l'enquête SHARE, montre que dans les pays d'Europe du Nord et d'Europe du Sud, l'aide quotidienne apportée par les femmes réduirait leur participation au marché du travail<sup>10</sup>. L'étude de Bolin *et al.* (2008) qui utilise elle aussi les données de la première vague de l'enquête SHARE mais à travers une méthode économétrique différente, montre que le fait d'aider un parent âgé aurait un effet négatif sur la participation au marché du travail uniquement pour les hommes des pays d'Europe Continentale. Enfin, Casado-Marín *et al.* (2008) distinguent dans leurs estimations les femmes qui travaillaient avant d'aider de celles qui ne travaillaient pas. Ils montrent alors que parmi les femmes exerçant une activité professionnelle, celles devenant aidantes ne renoncent pas à leur emploi, quel que soit le groupe de pays considéré. En revanche, dans les pays d'Europe du Sud et d'Europe Continentale, les femmes n'exerçant pas d'activité professionnelle au moment de devenir aidantes participent par la suite moins fréquemment que les autres au marché du travail. Toutes ces études mettent donc en lumière une relation entre aide et emploi, même si les résultats divergent quant aux modalités de cette relation et aux pays concernés.

Dans l'ensemble de ces études, l'attention est portée sur la causalité allant de l'offre d'aide à l'offre de travail. L'objectif consiste dans ce cas à étudier l'effet d'une variation exogène de l'aide (variable explicative) sur l'offre de travail (variable expliquée). L'hypothèse testée est alors que la corrélation brute négative entre offre de travail et offre d'aide (cf graphique n° 2 et 3) s'explique en partie par le renoncement partiel ou total des aidants à l'exercice d'une activité professionnelle.

En termes de modélisation économétrique, l'enjeu est alors de gérer la potentiel endogénéité de l'aide. Il est en effet possible que l'exercice d'une activité professionnelle soit un déterminant de l'aide et non l'inverse. La corrélation brute négative entre travail et aide pourrait par exemple s'expliquer par le fait qu'une fois inactif, il devient moins coûteux d'apporter une aide informelle à un proche, les inactifs ayant généralement des coûts d'opportunité plus faibles que les actifs. Les individus ayant pris leur retraite avant que ne se pose la question de l'aide à un parent âgé ne serait de ce point de vue pas concernés par un effet de l'aide sur l'emploi. Qu'ils aident ou non n'a au final aucune conséquence sur leur offre de travail qui sera nulle quel que soit leur comportement d'aide. Cependant, le fait que les inactifs aident potentiellement plus que les actifs occupés peut brouiller l'analyse car elle conduit à une corrélation négative entre aide et travail pouvant être interprétée à tort comme un effet négatif de l'aide sur l'offre de travail.

Pour contrôler l'endogénéité de l'aide, trois méthodes ont jusqu'à présent été utilisées.

L'une d'entre elles, à l'instar de Casado-Marín *et al.* (2008) et Berecki-Gisolf *et al.* (2008), consiste à utiliser des données longitudinales permettant de restreindre l'analyse à un échantillon constitué d'individus pour qui la causalité allant de l'offre de travail à l'offre d'aide n'existe pas. La méthode consiste à tester économétriquement en vague 2 l'effet de l'aide sur la probabilité de travailler uniquement sur les individus exerçant une activité professionnelle en vague 1. En excluant de l'analyse les individus qui en vague 1 sont sortis du marché du travail, on exclut par la même

---

<sup>10</sup> L'auteur ne teste pas l'effet sur les pays d'Europe Continentale.

occasion ceux pour qui la relation de causalité peut aller de l'offre de travail à l'offre d'aide. La dimension longitudinale de l'enquête SHARE nous permet d'appliquer cette méthodologie. Elle n'est cependant pas utilisée ici car elle ne fait que réduire le problème d'endogénéité sans véritablement le régler, la causalité allant de la position vis-à-vis du marché du travail à l'aide n'étant pas totalement contrôlée.<sup>11</sup>

Une autre méthode consiste à tester économétriquement l'effet de l'aide sur l'offre de travail en instrumentant le comportement d'aide (Bolin *et al.*, 2008 ; Ettner, 1995, 1996 ; Heitmueller, 2007). L'objectif est alors de considérer dans le comportement d'aide uniquement ce qui ne peut pas être expliqué par le comportement d'offre de travail. Le niveau d'incapacité du parent pourrait par exemple capturer cette dimension et ainsi être qualifié de bon instrument car il explique le comportement d'aide mais est *a priori* indépendant de l'offre de travail à comportement d'aide donné. Dans ce cas, si le niveau d'incapacité influence toutes choses égales par ailleurs significativement l'offre de travail, c'est que le comportement d'aide a un effet direct sur l'offre de travail. Cette méthode est *a priori* la plus adaptée mais elle bute sur la difficulté que peut avoir l'économètre à disposer de bons instruments. L'enquête SHARE offre de ce point de vue un nombre limité d'instruments. Ceux utilisés par Bolin *et al.* (2008), à partir de la première vague de l'enquête SHARE, ont par exemple un faible pouvoir explicatif de l'aide et peuvent pour certains être fortement suspectés d'endogénéité (comme la distance géographique séparant le senior de son parent).

Une troisième méthode, que nous proposons d'explorer par la suite, consiste à estimer conjointement l'offre de travail et l'offre d'aide. Crespo (2007) et Johnson & La Sasso (2000) adopte ce type de spécification en intégrant dans la première équation l'offre d'aide informelle parmi les déterminants de l'offre de travail mais en excluant dans la deuxième équation l'offre de travail parmi déterminant de l'offre d'aide<sup>12</sup>. Cette exclusion conduit à rompre la simultanéité entre les deux décisions – aider et travailler – en instaurant implicitement un processus séquentiel : les individus décideraient dans un premier temps du nombre d'heures d'aide qu'ils apportent à leur parent âgé, indépendamment de leur offre de travail, puis, dans un second temps, décideraient du nombre d'heures travaillées en fonction de leur choix d'aide. Une telle hypothèse revient donc à écarter *a priori* la possibilité d'un effet de l'offre de travail sur l'offre d'aide.

---

<sup>11</sup> Il est possible que les individus sortis du marché du travail entre les deux vagues soient, justement à cause de leur inactivité, plus propice à venir en aide à un proche dépendant. Pour eux, la causalité va donc bien de la position vis-à-vis du marché au comportement d'aide et non l'inverse. Cette méthode ne permet donc par réellement de gérer le « bais de simultanéité ».

<sup>12</sup> Au regard de la spécification proposée par Amemiya (1974) (cf spécification (13) dans la suite du document), cette exclusion revient à imposer la nullité du coefficient  $\alpha_2$ .

### 3. Cadre d'analyse microéconomique

Afin d'étudier la manière dont s'articulent au niveau individuel temps de travail et temps d'aide, considérons un modèle microéconomique simple, similaire à celui proposé par [Johnson et La Sasso \(2000\)](#), dans lequel le bien-être d'un enfant  $i$  dépend uniquement de sa consommation d'un certain bien composite, de sa consommation de loisir et du bien-être de son parent. Supposons par ailleurs que le bien-être du parent soit fonction de la quantité d'aide qu'il reçoit de l'enfant  $i$ , de l'aide informelle qu'apporte les autres membres de l'entourage et de l'aide formelle qu'il reçoit de la part de professionnels. Nous supposons que l'aide informelle apportée par les autres membres de l'entourage et l'aide formelle sont ici exogènes. La fonction d'utilité de l'enfant,  $U_i$ , et celle de son parent,  $V_i$ , sont alors :

$$U_i = U(C_i, L_i, V_i) \quad (2)$$

$$V_i = V(A_i, A_{autres}, A_{pro}) \quad (3)$$

avec  $C_i$  la quantité consommée du bien composite,  $L_i$ , la quantité de loisir,  $A_i$  l'aide apportée par l'enfant  $i$  à son parent,  $A_{autres}$  et  $A_{pro}$  l'aide des autres membres de l'entourage et des professionnels, et  $U$  et  $V$  deux fonctions concaves.

La quantité d'aide apportée par l'enfant est supposée choisie par l'enfant altruiste, le parent adoptant un comportement passif. L'individu décide alors d'allouer son temps entre travail et aide en maximisant son utilité sous les deux contraintes suivantes :

$$pC_i \leq wT_i + R_i \quad (4)$$

$$T_i + L_i + A_i \leq 1 \quad (5)$$

avec  $p$  le prix du bien composite,  $w$  le salaire,  $T_i$  le temps travaillé et  $R_i$  un revenu exogène. La contrainte (4) stipule que la consommation ne peut excéder les ressources financières de l'individu. La contrainte (5) assure que les temps cumulés de travail, de loisir et d'aide ne peuvent excéder le temps disponible, normalisé à 1.

La maximisation de l'utilité par rapport  $T_i$  et  $A_i$  conduit en cas d'équilibre intérieur ( $T_i > 0$  et  $A_i > 0$ ) aux deux conditions d'équilibre de premier ordre suivantes :

$$TMS_{C \rightarrow L} = \frac{w}{p} \quad (6)$$

$$TMS_{L \rightarrow A} = 1 \quad (7)$$

$$\text{avec } TMS_{C \rightarrow L} = \frac{U_{m,L}}{U_{m,C}} \text{ et } TMS_{L \rightarrow A} = \frac{U_{m,V} \cdot V_{m,A}}{U_{m,L}}$$

La condition d'équilibre (6) est identique à celle du modèle d'offre de travail classique où les individus allouent leur temps uniquement entre travail et loisir. Selon cette condition, un individu à intérêt à augmenter son temps de travail et à diminuer son temps de loisir tant que la quantité de bien que souhaite consommé un individu pour compenser une heure de loisir en moins ( $TMS_{C \rightarrow L}$ ) est inférieure à la quantité de bien que lui permet d'acheter une heure de travail en plus ( $w/p$ ). Certains individus peuvent cependant être caractérisés par un salaire de réservation supérieur au salaire réel auquel cas la condition d'équilibre (6) n'est respectée que pour une valeur négative de  $T_i$ , l'individu préférant alors ne pas travailler. Selon la condition d'équilibre (7), un individu à intérêt à augmenter son temps d'aide et à diminuer son temps de loisir tant que le gain d'utilité procuré une augmentation du temps d'aide ( $U_{m,V} \cdot V_{m,A}$ ) compense la perte d'utilité due à une diminution équivalente du temps de loisir ( $U_{m,L}$ ). Ici aussi, un équilibre en coin est possible : si la première heure d'aide procure à l'enfant un gain d'utilité inférieur à une heure de loisir, celui-ci préférera ne pas aider.

Ces deux conditions d'équilibres nous permettent de spécifier une équation d'offre de travail et une équation d'offre d'aide informelle. Supposons pour cela que les courbes d'indifférence entre consommation et temps de loisir d'une part et entre temps d'aide et temps de loisir d'autre part sont convexes. Dans ce cas, le taux marginal de substitution de la consommation au loisir ( $TMS_{C \rightarrow L}$ ) dépend positivement de la quantité de bien consommée ( $C_i$ ) et négativement de la quantité de loisir ( $L_i$ ). De la même manière, le taux marginal de substitution du loisir à l'aide ( $TMS_{L \rightarrow A}$ ) dépend positivement de la quantité de loisir ( $L_i$ ) et négativement de la quantité d'aide offerte ( $A_i$ ). Les contraintes (4) et (5) permettent alors d'exprimer chacun des deux TMS en fonction de l'offre de travail et de l'offre d'aide d'aide. En supposant par ailleurs que les deux TMS varient d'un individu à l'autre suivant un certain nombre de caractéristiques observables et inobservables, nous avons alors :

$$TMS_{C \rightarrow L} = b'_1 z_{1i} + \delta_1 T_i + \delta_2 A_i + \varepsilon_{1i} \quad (8)$$

$$TMS_{L \rightarrow A} = b'_2 z_{2i} + \gamma_1 T_i + \gamma_2 A_i + \varepsilon_{2i} \quad (9)$$

avec, par hypothèse,  $\delta_1 > 0$ ,  $\delta_2 > 0$ ,  $\gamma_1 < 0$  et  $\gamma_2 < 0$

Selon la condition d'équilibre (6), l'offre de travail optimal dépend du salaire réel que peut espérer un individu. D'un point de vue empirique, l'estimation de l'impact structurel du salaire réel sur l'offre de travail nécessite cependant un traitement particulier. Il est tout d'abord nécessaire de gérer le fait que le salaire réel espéré n'est pas observable pour les individus n'exerçant pas d'activité professionnelle. Par ailleurs, cela pose un problème d'identification lié au fait que les facteurs expliquant le salaire réel expliquent vraisemblablement aussi l'offre de travail (Ettner, 1995). Notre étude se limite à une modélisation réduite au regard du salaire réel, c'est-à-dire que nous introduisons dans l'équation d'offre de travail non pas le salaire réel mais les déterminants de ce dernier. Pour cela, supposons que le salaire réel que peut attendre un individu varie en fonction de ses caractéristiques individuelles:

$$w/p = b'_3 z_{3i} + \varepsilon_{3i} \quad (10)$$



A travers ce cadre d'analyse, il est tout d'abord possible de déterminer l'offre optimale de travail d'un individu conditionnellement à son offre d'aide informelle. Introduisons pour cela la variable  $T_i^*$  qui correspond à la quantité latente de travail telle que la condition d'équilibre (6) soit vérifiée.  $T_i^*$  est alors définie par :  $b'_1 z_{li} + \delta_1 T_i^* + \delta_2 A_i + \varepsilon_{li} = b'_3 z_{3i} + \varepsilon_{3i}$ , soit :

$$T_i^* = \frac{b'_3 z_{3i} - b'_1 z_{li}}{\delta_1} - \frac{\delta_2}{\delta_1} A_i + \frac{\varepsilon_{3i} - \varepsilon_{li}}{\delta_1} \quad \text{avec } T_i = \begin{cases} T_i^* & \text{si } T_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (11)$$

Pour les individus dont le salaire de réservation est supérieur au salaire réel, la condition d'équilibre (6) n'est vérifiée que pour des valeurs négatives de  $T_i^*$ . Pour ces individus, il est alors optimal d'offrir une quantité de travail nulle :  $T_i = 0$ . Pour les autres en revanche, il est optimal d'offrir la quantité de travail  $T_i^*$  :  $T_i = T_i^*$ . Une variation exogène du temps d'aide aurait alors pour effet de réduire le temps de travail optimal :  $\partial T_i^* / \partial A_i = -\delta_2 / \delta_1 < 0$ . Nous ne tenons cependant compte ici que de l'« effet substitution » (provenant de la contrainte (4)) mis en avant par Carmichael et Charles, 1998. Or, ces mêmes auteurs mettent en avant l'existence potentielle d'un effet pouvant impliquer une complémentarité entre temps de travail et temps d'aide : « l'effet répit » (Carmichael & Charles, 1998). Il illustre le fait que certains individus impliqués dans la prise en charge d'un proche peuvent ressentir le besoin d'exercer une activité professionnelle afin de se libérer de leur activité d'aidant et de la charge mentale qu'accompagne une prise en charge importante. Par cet effet, l'aide exercerait donc un effet négatif sur le salaire de réservation ( $TMS_{C \rightarrow L}$ ). Formellement, il est possible de tenir compte de cet effet en réécrivant (8) de la manière suivante :

$$TMS_{C \rightarrow L} = b'_1 z_{li} + \delta_1 T_i + (\delta_2 + \delta_3) A_i + \varepsilon_{li} \quad (8')$$

avec  $\delta_2 > 0$  qui capture l'« effet substitution » et  $\delta_3 < 0$  qui capture l'« effet répit ». L'expression (11) devient alors :

$$T_i^* = \frac{b'_3 z_{3i} - b'_1 z_{li}}{\delta_1} - \frac{(\delta_2 + \delta_3)}{\delta_1} A_i + \frac{\varepsilon_{3i} - \varepsilon_{li}}{\delta_1} \quad \text{avec } T_i = \begin{cases} T_i^* & \text{si } T_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (11')$$

L'effet attendu d'une variation exogène de l'offre d'aide informelle sur l'offre de travail optimale d'un individu devient alors indéterminé. Si l'« effet substitution » est de plus grande ampleur que l'« effet répit », une variation exogène du temps d'aide réduit le temps de travail :  $\partial T_i^* / \partial A_i < 0$ . Mais si l'« effet répit » est de plus grande ampleur que l'« effet substitution », une variation exogène du temps d'aide augmente le temps de travail :  $\partial T_i^* / \partial A_i > 0$ .

De manière analogue, déterminons maintenant l'offre optimale d'aide informelle d'un individu conditionnellement à son offre de travail. Introduisons pour cela la variable  $A_i^*$  qui correspond à la quantité latente d'aide informelle telle que la condition d'équilibre (7) soit vérifiée.  $A_i^*$  est alors définie par  $b'_2 z_{2i} + \gamma_1 T_i + \gamma_2 A_i^* + \varepsilon_{2i} = 1$ , soit :

$$A_i^* = \frac{1 - b'_2 z_{2i} - \gamma_1 T_i}{\gamma_2} - \frac{\varepsilon_{2i}}{\gamma_2} \quad \text{avec } A_i = \begin{cases} A_i^* & \text{si } A_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (12)$$

Pour les individus dont l'utilité marginale de la première heure d'aide est inférieure à l'utilité marginale apportée par une heure de loisir, la condition d'équilibre (7) n'est vérifiée que pour une valeur négative de  $A_i^*$ . Il est alors optimal pour ces individus de ne pas aider leur parent âgé :  $A_i = 0$ . Pour les autres en revanche, il est optimal d'offrir la quantité d'aide informelle  $A_i^*$  :  $A_i = A_i^*$ . Le temps de travail exercerait alors un effet négatif sur le temps optimal d'aide informelle :  $\partial A_i^* / \partial T_i = -\gamma_1 / \gamma_2 < 0$ . Nous ne tenons cependant pas compte ici non plus de deux effets mis en avant dans la littérature pouvant créer une relation de complémentarité entre les deux activités : l'« effet protection » et l'« effet professionnalisation ». Le premier a été mis en avant par une enquête qualitative effectuée en France auprès de femmes apportant une aide à leur parent âgé (Le Bihan et Martin, 2006). L'étude tend à montrer que l'exercice d'une activité professionnelle agit comme une protection permettant aux individus de ne pas totalement basculer dans la fonction d'aide. Les individus n'exerçant pas d'activité professionnelle pourraient donc avoir une plus faible propension à s'investir dans une prise en charge informelle par crainte de ne pas pouvoir se libérer de leur rôle d'aidant à mesure que les besoins du parent âgé s'accroissent. Un deuxième effet positif peut provenir de la capacité plus importante qu'ont les actifs occupés à exercer certains types d'aide. L'exercice de certaines professions peut en effet favoriser le développement d'un savoir-faire pouvant être mobilisé dans la prise en charge (soins personnels pour une infirmière, gestion des ressources financières ou aide dans les tâches administratives pour un banquier). Ces deux effets tendent à augmenter l'utilité marginale de l'aide à mesure que la quantité de travail augmente. On peut alors réécrire l'équation (9) de la manière suivante :

$$TMS_{L \rightarrow A} = b'_2 z_{2i} + (\gamma_1 + \gamma_3 + \gamma_4)T_i + \gamma_2 A_i + \varepsilon_{2i} \quad (9')$$

avec  $\gamma_1 < 0$  qui capture l'« effet substitution »,  $\gamma_3 > 0$  qui capture l'« effet protection » et  $\gamma_4 > 0$  qui capture l'« effet professionnalisation ». L'équation (12) devient alors :

$$A_i^* = \frac{1 - b'_2 z_{2i}}{\gamma_2} - \frac{\gamma_1 + \gamma_3 + \gamma_4}{\gamma_2} T_i - \frac{\varepsilon_{2i}}{\gamma_2} \quad \text{avec } A_i = \begin{cases} A_i^* & \text{si } A_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (12')$$

L'effet attendu d'une variation exogène du temps de travail sur le temps d'aide devient alors indéterminé<sup>13</sup>. Si l'« effet substitution » est plus important que les « effets protection et professionnalisation » cumulés, une variation exogène de l'offre de travail impacte négativement l'offre d'aide :  $\partial A_i^* / \partial T_i < 0$ . Mais si la somme des effets « protection et professionnalisation » est plus importante que l'« effet substitution », l'impact est alors positif :  $\partial A_i^* / \partial T_i > 0$ .

Au final, l'expression (11'), permet d'obtenir une fonction qui à chaque quantité d'aide apportée par l'individu associe la quantité optimale de travail qu'il souhaite offrir. L'expression (12') permet quant à elle d'obtenir une fonction qui à toute quantité offerte de travail associe la quantité optimale d'aide qu'un individu souhaite offrir à son parent âgé dépendant. Considérées simultanément, les expressions (11') et (12') permettent donc de définir l'allocation individuelle optimale entre temps de travail et temps d'aide.

<sup>13</sup> Nous ne tenons pas compte ici de l'effet potentiellement négatif de l'aide sur l'emploi via le salaire réel espéré. Le fait d'aider un parent âgé peut par exemple contraindre les individus à exercer des emplois à proximité du lieu d'habitation du parent ou les contraindre à exercer des emplois avec des horaires de travail particulier. Ces contraintes tendent à réduire le salaire espéré par l'aidant et donc son offre de travail.

#### 4. Modélisation économétrique semi-réduite et gestion de l'incomplétude

Afin d'évaluer la manière dont les décisions d'offre de travail et d'offre d'aide s'articulent empiriquement, nous proposons d'estimer le modèle suivant (Amemiya, 1974)<sup>14</sup> :

$$\text{Modèle } A \quad \begin{cases} y_{1i}^* = \beta_1' x_{1i} + \alpha_1 y_{2i} + u_{1i} \\ y_{2i}^* = \beta_2' x_{2i} + \alpha_2 y_{1i} + u_{2i} \end{cases} \quad \text{avec} \quad y_{1i} = \begin{cases} y_{1i}^* & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (13)$$

où  $y_{1i}$  correspond au temps de travail effectif et  $y_{2i}$  au temps d'aide effectif. Les variables  $y_{1i}^*$  et  $y_{2i}^*$  correspondent aux deux variables latentes sous-jacente au temps de travail et au temps d'aide.

La première équation de ce modèle considère l'offre d'aide comme un déterminant potentiel de l'offre de travail. Elle correspond à une forme semi-réduite de l'équation d'offre de travail telle qu'elle est spécifiée en (11'). Le paramètre  $\alpha_1$  mesure alors l'effet d'une variation exogène de l'offre d'aide sur l'offre latente de travail. Son signe est *a priori* indéterminé, l'impact cumulé de l'« effet substitution » et de l'« effet répit » étant incertain. (Carmichael et Charles, 1998). La seconde équation considère l'offre de travail comme un déterminant potentiel de l'offre d'aide. Elle correspond à une forme semi-réduite de l'équation d'offre d'aide informelle (12'). Ici aussi, l'effet d'une augmentation exogène de l'offre de travail sur l'offre latente d'aide, mesuré grâce à  $\alpha_2$ , est *a priori* indéterminé. Considérer simultanément, les deux équations permettent de définir un équilibre, au sens où elles permettent de définir une situation de laquelle l'individu n'a pas intérêt à dévier. Dans une telle situation sa décision d'offre de travail est optimale à offre d'aide donné en même temps que sa décision d'offre d'aide est optimale à offre de travail donné.

Contrairement aux estimations effectuées par par Crespo (2007) et Johnson & La Sasso (2000), nous n'imposons pas ici la nullité du coefficient  $\alpha_2$ , ce qui nous permet de capturer simultanément les deux sens de causalité. Le fait de ne pas imposer  $\alpha_2 = 0$  n'est cependant pas sans conséquence. Le modèle *A* peut en particulier devenir incomplet au sens où, étant données les caractéristiques observables ( $x_{1i}$  et  $x_{2i}$ ) et inobservables ( $u_{1i}$  et  $u_{2i}$ ) d'un individu, le modèle ne prédit pas toujours une unique allocation d'équilibre ( $y_{1i}$  et  $y_{2i}$ ). Plus précisément, le modèle *A* tel qu'il est spécifié en (13) n'est pas capable d'associer à chaque individu une unique allocation d'équilibre si la « condition de cohérence »<sup>15</sup> suivante n'est pas respectée (Maddala, 1983 ; Amemiya, 1974, Gouriéroux *et al.*, 1980) :

$$1 - \alpha_1 \cdot \alpha_2 > 0 \quad (14)$$

En cas de non respect de cette condition, le modèle peut pour certains individus ne pas prédire une unique allocation d'équilibre. Le modèle ne serait cependant pas incohérent mais incomplet (Tamer, 2003). Il ne souffre en effet pas d'inconsistance logique mais n'est pas suffisant pour prédire l'allocation effectivement observée lorsqu'aucune ou au contraire plusieurs allocations

<sup>14</sup> Par la suite, nous parlerons du modèle A.

<sup>15</sup> Se reporter à l'annexe n° 2 pour une écriture du modèle sous une forme réduite mettant en évidence la condition de cohérence.

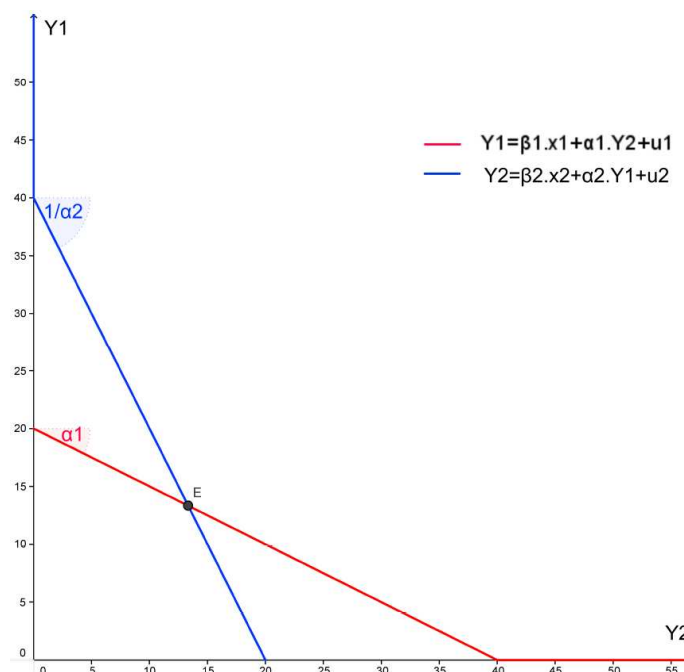
correspondent à des équilibres. Dès lors, plutôt que de parler de « condition de cohérence », nous parlerons de « condition de complétude ».

Pour illustrer cette incomplétude, considérons tout d'abord un cas où le *modèle A* prédit un équilibre unique. Supposons par exemple que :  $\beta_1'x_{1i} + u_{1i} = \beta_2'x_{2i} + u_{2i} = 20$  et  $\alpha_1 = \alpha_2 = -1/2$ . L'allocation optimale pour un tel individu est alors définie par :

$$(\text{exemple 1}) \quad \begin{cases} y_{1i}^* = 20 - \frac{1}{2} y_{2i} \\ y_{2i}^* = 20 - \frac{1}{2} y_{1i} \end{cases} \quad \text{avec} \quad y_{1i} = \begin{cases} y_{1i}^* & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

La première équation est représentée par la courbe en rouge du [graphique 4](#). Si l'individu ne fournit pas d'aide à son parent, il décidera de travailler 20h par semaine mais s'il décide d'aider son parent, chaque heure d'aide l'incitera à travailler une demi-heure en moins par semaine. Au-delà de 40 heures d'aide par semaine, son salaire de réservation devient supérieur au salaire réel, il préfère alors ne plus travailler. De manière symétrique, la seconde équation est représentée par la courbe en bleu. Les préférences de l'individu sont telles qu'il préfère aider 20 heures par semaine s'il ne travaille pas alors que chaque heure travaillée l'incite à réduire d'une demi-heure par semaine l'aide qu'il apporte à son parent. Au-delà de 40 heures travaillées par semaine, il ne souhaite plus aider son parent, son coût d'opportunité devenant trop important. L'allocation optimale pour un individu caractérisé par ces deux conditions d'équilibres est alors représentée par le point E.

Graphique n° 4 : Illustration d'un cas à équilibre unique (exemple 1)



Dans l'exemple 1, le *modèle A* est complet : pour des caractéristiques observables et inobservables données, il prédit toujours une unique allocation d'équilibre. Cependant, la non linéarité de la relation entre  $y_{1i}^*$  et  $y_{2i}^*$  dans le *modèle A* peut conduire à des situations dans lesquelles certains individus sont confrontés à une absence d'équilibre ou au contraire à plusieurs équilibres. Dans

ces situations, le *modèle A* tel qu'il est spécifié en (13) s'avère incapable de prédire l'allocation choisie par l'individu.

Deux exemples permettent d'illustrer des situations dans lesquels le modèle ne prédit pas une unique allocation d'équilibre. Considérons deux individus caractérisés par les conditions d'équilibres suivantes :

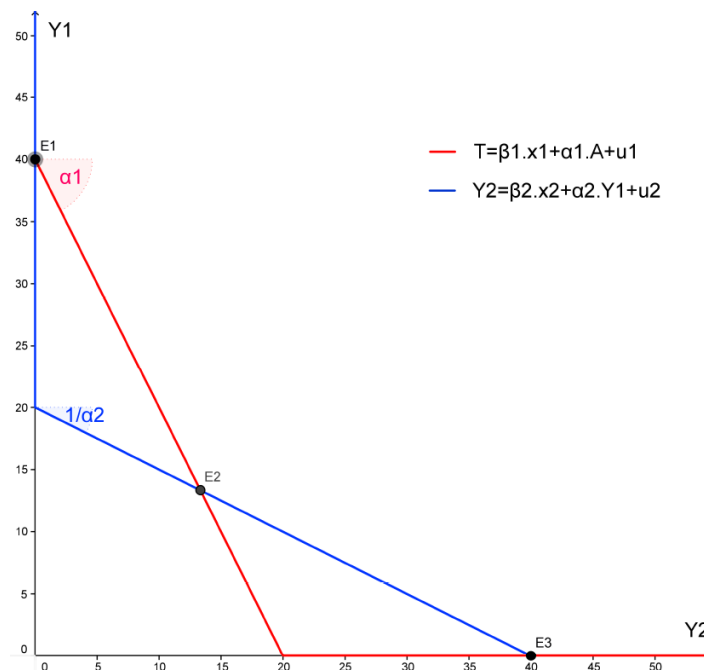
$$\text{(exemple 2)} \quad \begin{cases} y_{1i}^* = 40 - 2y_{2i} \\ y_{2i}^* = 40 - 2y_{1i} \end{cases} \quad \text{avec} \quad y_{1i} = \begin{cases} y_{1i}^* & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\text{(exemple 3)} \quad \begin{cases} y_{1i}^* = 10 + 1y_{2i} \\ y_{2i}^* = 5 + 2y_{1i} \end{cases} \quad \text{avec} \quad y_{1i} = \begin{cases} y_{1i}^* & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Outre le non respect de la condition de complétude, nous supposons que  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont tous les deux négatifs dans l'exemple 2 et tous les deux positifs dans l'exemple 3<sup>16</sup>.

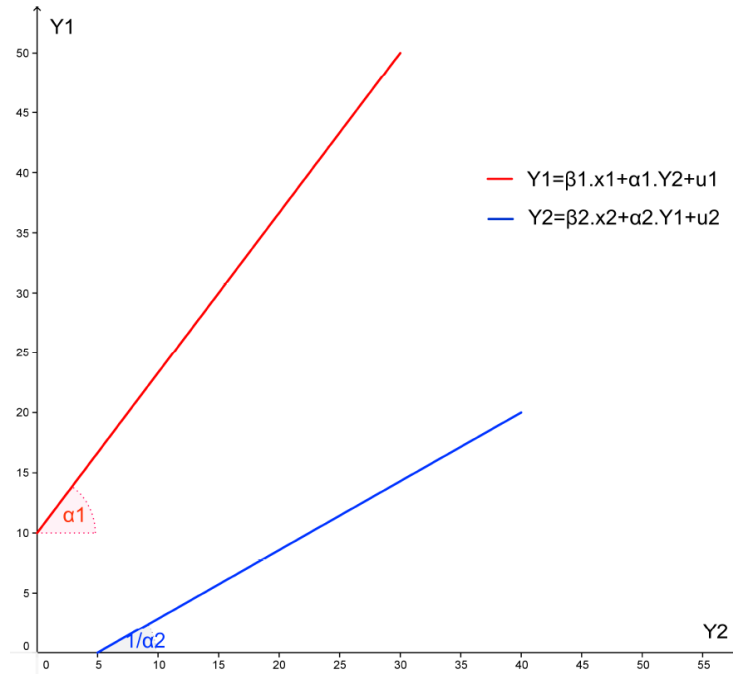
Les graphiques 5 et 6 illustrent ces deux situations. Contrairement à l'exemple 1, où le modèle permettait de définir un équilibre unique, le *modèle A* tel qu'il est spécifié en (13) ne permet pas de définir l'allocation observée dans chacune des deux situations. Dans l'exemple 2, nous sommes confrontés à la coexistence de trois équilibres, le modèle ne permettant pas d'arbitrer entre ces trois allocations. Dans l'exemple 3, sans doute moins vraisemblable au regard de l'hypothèse faite sur le signe et la valeur de  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$ , les deux conditions d'équilibre ne sont jamais respectées simultanément.

Graphique n° 5 : Illustration d'un cas à équilibre multiples (exemple 2)



<sup>16</sup> Dans les cas où  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont de signes opposés, la condition de complétude est automatiquement respectée.

Graphique n° 6 : Illustration d'un cas sans équilibre (exemple 3)



Cette incomplétude complique l'estimation du *modèle A*. En effet, afin d'estimer le modèle par la méthode du maximum de vraisemblance, il est nécessaire d'exprimer la probabilité d'observer une allocation donnée en fonction des paramètres  $(\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2)$  et des variables exogènes  $(x_{1i}, x_{2i})$ . A cause de la non unicité de l'équilibre, le modèle tel qu'il est spécifié en (13) ne permet cependant pas de prédire l'allocation choisie par chaque individu mais uniquement celles correspondant à des équilibres. Soit  $E_i$  l'ensemble des allocations  $(y_{1i}, y_{2i})$  correspondant à des équilibres, nous avons alors, quels que soient  $y_{1i} > 0$  et  $y_{2i} > 0$  :

$$P((y_{1i}, y_{2i}) \in E_i) = P(U_{1i} = y_{1i} - \beta_1'x_{1i} - \alpha_1 y_{2i}, U_{2i} = y_{2i} - \beta_2'x_{2i} - \alpha_2 y_{1i}) \quad (15)$$

$$P((y_{1i}, 0) \in E_i) = P(U_{1i} = y_{1i} - \beta_1'x_{1i}, U_{2i} < -\beta_2'x_{2i} - \alpha_2 y_{1i}) \quad (16)$$

$$(17) \quad P((0, y_{2i}) \in E_i) = P(U_{1i} < -\beta_1'x_{1i} - \alpha_1 y_{2i}, U_{2i} = y_{2i} - \beta_2'x_{2i})$$

$$P((0, 0) \in E_i) = P(U_{1i} < -\beta_1'x_{1i}, U_{2i} < -\beta_2'x_{2i}) \quad (18)$$

Pour gérer l'incomplétude du modèle, trois solutions sont envisageables.

A l'instar de [Crespo \(2007\)](#) et [Johnson & La Sasso \(2000\)](#), la première consiste à supposer que l'une ou autre des variables endogènes n'intervient pas comme explicative de l'autre. Dans ce cas, la condition de complétude est automatiquement respectée mais sans doute au prix d'une hypothèse trop restrictive.

La seconde, moins contraignante, consiste à imposer *a priori* lors de l'estimation du modèle la condition de complétude, bien que celle-ci soit difficile à interpréter économiquement<sup>17</sup> (Maddala, 1983). Dans ce cas, étant donné que chaque individu est caractérisé par un équilibre unique, les probabilités (15-18) nous permettent de directement prédire les allocations observées. Dans ce cas en effet, la probabilité qu'une allocation donnée soit observée correspond à la probabilité que cette allocation soit un équilibre. Quels que soient  $y_1$  et  $y_2$  nous avons alors:

$$P((Y_{1i}, Y_{2i}) = (y_{1i}, y_{2i})) = P((y_{1i}, y_{2i}) \in E_i) \quad (19)$$

En supposant que les résidus des équations sont distribués suivant une loi normale bivariée  $N(0,0,\sigma_1,\sigma_2,\rho)$  de densité de probabilité  $f$ , nous avons alors, quels que soient  $y_{1i} > 0$  et  $y_{2i} > 0$  :

$$P((Y_{1i}, Y_{2i}) = (y_{1i}, y_{2i})) = (1 - \alpha_1 \cdot \alpha_2) f(y_{1i} - \beta_1' x_{1i} - \alpha_1 y_{2i}, y_{2i} - \beta_2' x_{2i} - \alpha_2 y_{1i}) \quad (20)$$

$$P((Y_{1i}, Y_{2i}) = (y_{1i}, 0)) = \int_{-\infty}^{-\beta_2' x_{2i} - \alpha_2 y_{1i}} f(y_{1i} - \beta_1' x_{1i}, u_{2i}) du_{2i} \quad (21)$$

$$P((Y_{1i}, Y_{2i}) = (0, y_{2i})) = \int_{-\infty}^{-\beta_1' x_{1i} - \alpha_1 y_{2i}} f(u_{1i}, y_{2i} - \beta_2' x_{2i}) du_{1i} \quad (22)$$

$$P((Y_{1i}, Y_{2i}) = (0, 0)) = \int_{-\infty}^{-\beta_2' x_{2i}} \int_{-\infty}^{-\beta_1' x_{1i}} f(u_{1i}, u_{2i}) du_{1i} du_{2i} \quad (23)$$

Le modèle  $\mathcal{A}$  peut alors être estimé par la méthode du maximum de vraisemblance en imposant la contrainte (14).

Une troisième solution consiste à « compléter » le modèle tel qu'il est spécifié en (13), c'est-à-dire à ajouter une règle de sélection permettant de prédire laquelle des allocations sera effectivement choisie par un individu caractérisé par une absence ou une multiplicité d'équilibres (Krauth, 2006). Cette méthode a précédemment été utilisée dans le cadre d'une modélisation sous forme de probit bivarié<sup>18</sup> (cf Bjorn et Vuong, 1985 ; Fontaine *et al.*, 2009 ; Krauth, 2006 ; Soetevent & Kooreman, 2007) mais n'a jamais, à notre connaissance, été utilisée dans le cadre d'un Tobit bivarié.

La méthode que nous avons finalement adoptée pour gérer l'incomplétude diffère suivant que l'on considère (i) le cas où  $\alpha_1 < 0$  et  $\alpha_2 < 0$  ou (ii) le cas où  $\alpha_1 > 0$  et  $\alpha_2 > 0$ <sup>19</sup>.

Dans le cas où  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont tous les deux négatifs (i), le modèle prédit dans certain cas trois équilibres simultanément (un équilibre intérieur et deux équilibres en coin, cf. exemple 2). Dans ce cas, nous « complétons » le modèle par une règle de sélection consistant à supposer que

<sup>17</sup> Se reporter à Waldman (1981) pour une interprétation économique de la condition de complétude dans le cas d'un modèle visant à étudier l'articulation entre temps consacré aux études supérieures et exercice d'une activité professionnelle.

<sup>18</sup> Dans ce cas, la condition de complétude est :  $\alpha_1 \cdot \alpha_2 = 0$  (Heckman, 1978)

<sup>19</sup> Nous rappelons que lorsque  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont de signes opposés, la condition de complétude est automatiquement respectée, le modèle étant alors complet.

lorsque trois équilibres existent simultanément, chaque équilibre à une chance sur trois d'être observé.

Dans le cas où  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont tous les deux positifs (ii), le modèle ne prédit jamais d'équilibre unique : il prédit soit deux équilibres, soit aucun (cf exemple 3). Quand le modèle prédit deux équilibres, il est *a priori* possible d'adopter une règle de sélection similaire à celle utilisée dans le cas (i). On peut par exemple supposer que chacun des deux équilibres à une chance sur deux d'être choisi par l'individu. En revanche, il semble beaucoup moins naturel de prédire l'allocation observée dans les cas sans équilibres. Nous avons donc préféré dans ce cas imposer préalablement à l'estimation du modèle la condition de complétude. Dit autrement, nous supposons que si  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont tous deux positifs, leur produit est inférieur à 1. On peut cependant présumer que l'effet d'une telle contrainte soit sans influence sur les résultats d'estimation car il semble peu plausible d'avoir simultanément  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  positifs, qui plus est avec un produit  $\alpha_1 \alpha_2$  supérieur à 1. Cela impliquerait en effet une forte complémentarité entre temps de travail et temps d'aide, ce qui semble *a priori* peu probable.

Au final, la vraisemblance du modèle  $\mathcal{A}$  que nous estimons, sous contrainte que  $1 - \alpha_1 \alpha_2 > 0$  si  $\alpha_1 > 0$  et  $\alpha_2 > 0$ , est donc :

$$P((Y_{1i}, Y_{2i}) = (y_{1i}, y_{2i})) = |1 - \alpha_1 \alpha_2| \left(1 - \frac{2}{3} I_{multi}\right) f(y_{1i} - \beta'_1 x_{1i} - \alpha_1 y_{2i}, y_{2i} - \beta'_2 x_{2i} - \alpha_2 y_{1i}) \quad (24)$$

$$P((Y_{1i}, Y_{2i}) = (y_{1i}, 0)) = \int_{-\infty}^{-\beta'_2 x_{2i} - \alpha_2 y_{1i}} f(y_{1i} - \beta'_1 x_{1i}, u_{2i}) du_{2i} - \frac{2}{3} I_{multi} \int_{-\beta'_2 x_{2i} - \frac{y_{1i}}{\alpha_1}}^{-\beta'_2 x_{2i} - \alpha_2 y_{1i}} f(y_{1i} - \beta'_1 x_{1i}, u_{2i}) du_{2i} \quad (25)$$

$$P((Y_{1i}, Y_{2i}) = (0, y_{2i})) = \int_{-\infty}^{-\beta'_1 x_{1i} - \alpha_1 y_{2i}} f(u_{1i}, y_{2i} - \beta'_2 x_{2i}) du_{1i} - \frac{2}{3} I_{multi} \int_{-\beta'_1 x_{1i} - \frac{y_{2i}}{\alpha_2}}^{-\beta'_1 x_{1i} - \alpha_1 y_{2i}} f(u_{1i}, y_{2i} - \beta'_2 x_{2i}) du_{1i} \quad (26)$$

$$P((Y_{1i}, Y_{2i}) = (0, 0)) = \int_{-\infty}^{-\beta'_2 x_{2i}} \int_{-\infty}^{-\beta'_1 x_{1i}} f(u_{1i}, u_{2i}) du_{1i} du_{2i} \quad (27)$$

$$\text{où } I_{multi} = \begin{cases} 1 & \text{si } 1 - \alpha_1 \alpha_2 < 0 \text{ avec } \alpha_1 < 0 \text{ et } \alpha_2 < 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$



## 5. Données

Le modèle est estimé à partir des données de la deuxième vague de l'enquête SHARE (2006-2007). Treize pays y sont représentés : l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la France, la Grèce, l'Italie, les Pays-Bas, la Pologne, la République Tchèque, la Suède, et la Suisse. Lancée en 2002 à l'initiative de la Commission européenne, l'enquête a été menée entre 2004-2005 (1<sup>ère</sup> vague) et 2006-2007 (2<sup>ème</sup> vague) auprès de 20 000 ménages, dont au moins un membre est âgé de 50 ans et plus. Au total, plus de 30 000 répondants ont été interrogés à chaque vague sur différentes dimensions du vieillissement dont celles de l'emploi, de la famille, de la santé et de la retraite.

L'échantillon sur lequel est estimé le modèle est restreint aux femmes âgées de 50 à 65 ans, celles au-delà de cet âge n'étant que trop rarement actives. L'analyse est ici centrée sur l'aide informelle qu'apportent les femmes à leurs parents. Une autre possibilité aurait été d'étudier l'aide qu'elles apportent à leur conjoint quand ceux-ci nécessitent une prise en charge mais les conséquences de cette aide sur le marché de l'emploi sont moins attendues étant donné qu'elle concerne généralement des femmes plus âgées, et donc en grande majorité déjà sorties du marché du travail. L'échantillon est par ailleurs restreint aux femmes n'ayant au moment de l'enquête plus qu'un parent en vie. L'aide apportée par les enfants varie en effet considérablement suivant que le parent âgé ayant besoin d'une aide peut ou non compter sur la présence d'un conjoint. Quand un conjoint est présent, la mobilisation des enfants est moins importante si bien que la question de l'articulation entre emploi et aide apparaît dans ce cas moins pertinente<sup>20</sup>. Le [graphique n°7](#) présente par âge la proportion de femmes ayant au moins un parent en vie au moment de l'enquête<sup>21</sup>. A 50 ans, les européennes sont près de 60% à avoir au moins un parent en vie, la majorité d'entre elles n'ayant cependant plus qu'un parent en vie. Elles ne sont plus que 18% dans ce cas à 60 ans et 2% à 70 ans. Les femmes ayant plus de 65 ans ne sont donc que dans une relativement faible proportion concernées par l'aide à un parent, ce qui apporte une autre justification au fait d'exclure de l'échantillon celles au-delà de cet âge. Enfin, afin de ne considérer que les femmes confrontées au besoin d'aide d'un parent, nous n'avons retenu dans l'échantillon que celles déclarant un parent en mauvais état de santé<sup>22</sup>.

Au final, l'échantillon est composé de femmes âgées de 50 à 65 ans, déclarant au moment de l'enquête un parent sans conjoint et en mauvais état de santé. Après exclusion des enquêtées cohabitant avec leur parent, pour qui nous ne disposons pas d'information sur le nombre d'heures d'aide apportée, et des enquêtées pour lesquelles au moins une variable n'est pas renseignée, l'échantillon utilisé ici comprend au total 1247 observations.

Les deux variables expliquées correspondent au nombre d'heures travaillées par semaine ( $y_1$ ) et au nombre d'heures d'aide apporté par semaine au parent ( $y_2$ ). Nous supposons que les décisions individuelles d'allocation entre temps de travail et temps d'aide dépendent des

---

<sup>20</sup> Se reporter à [Fontaine et al. \(2007\)](#) pour une comparaison de l'aide apportée par les enfants à leurs parents âgés dépendants suivant la présence ou non d'un conjoint.

<sup>21</sup> Cf le [graphique n°9 de l'annexe n°1](#) pour les hommes.

<sup>22</sup> Les enquêtées pouvaient choisir entre 5 modalités pour qualifier la santé de leur parent : « excellente », « très bonne », « bonne », « acceptable » et « médiocre ». Nous n'avons retenu ici que les individus déclarant un état de santé « acceptable » ou « médiocre ».

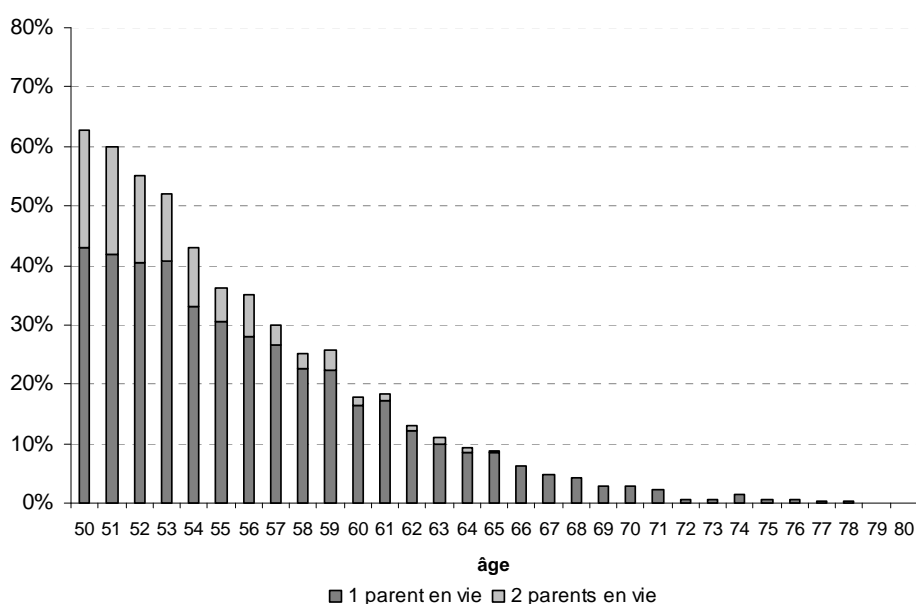
caractéristiques individuelles de l'enfant, des caractéristiques du parent et des caractéristiques de la fratrie à laquelle l'enfant appartient<sup>23</sup>.

Au niveau des caractéristiques individuelles de l'enfant, nous disposons de variables indiquant son sexe, son âge, s'il a ou non dépassé l'âge légal de la retraite, son niveau d'éducation, appréhendé à l'aide d'une variable indiquant s'il a ou non fait des études supérieures, s'il a ou non un conjoint, son nombre d'enfants et son état de santé.

Au niveau des caractéristiques du parent, nous disposons de l'âge de ce dernier, de son sexe, de son état de santé et de la distance géographique le séparant de l'enfant. Pour caractériser l'état de santé du parent, nous disposons uniquement d'une variable indiquant la perception qu'à l'enfant de l'état de santé général de son parent. Nous ne disposons donc pas d'une information précise sur le niveau d'incapacité du parent. Par ailleurs, nous ne savons pas si le parent vit en domicile ordinaire ou en institution et s'il bénéficie ou non d'une aide professionnelle<sup>24</sup>. Ce défaut d'information peut *a priori* conduire à un coefficient de corrélation négatif entre les résidus des deux équations si d'une part la prise en charge des coûts de l'institutionnalisation ou de l'aide professionnelle conduit l'enfant à augmenter son offre de travail et si d'autre part cela le conduit à diminuer son temps d'aide.

Au niveau des caractéristiques de la fratrie, nous disposons d'information relatives au nombre de frères et sœur de l'enfant et du rang de l'enfant dans la fratrie. En revanche, nous ne disposons pas d'informations sur l'aide que les frères et sœurs apportent à leur parent.

Graphique n°7 : Proportion de femmes ayant un ou deux parents en vie au moment de l'enquête



Champ : femmes âgées de 50 à 80 ans.

Source : Enquête SHARE, vague 2 (2006-2007)

<sup>23</sup> Les distributions de chaque variable au sein de l'échantillon sont présentées dans [annexe n° 3](#).

<sup>24</sup> Ces informations importantes sont disponibles dans l'enquête Handicap-Santé. Les estimations proposées ici seront prochainement effectuées sur ces données.

## 6. Résultats d'estimations

Les colonnes (1) et (2) du [tableau n°1](#) présente les résultats d'estimation du *modèle A*.

Au regard du comportement face à l'emploi (colonne (1) du [tableau n°1](#)), le nombre d'heures travaillées par les femmes apparait en France plus faible qu'en Suède mais plus élevé qu'en Autriche, Italie, Grèce, Belgique et Pologne. De manière prévisible, l'âge, le fait d'avoir dépassé l'âge légal de la retraite et le fait de ne pas avoir fait d'études supérieures influencent toutes choses égales par ailleurs négativement le temps de travail. Le nombre d'heures travaillées semble par ailleurs affecté par l'état de santé. Les femmes déclarant un état de santé « médiocre » ou « acceptable » sont en effet caractérisées par un temps de travail inférieur aux autres. A noter que l'état de santé peut cependant souffrir d'un biais d'endogénéité car nous ne tenons pas compte ici des conséquences de l'exercice d'une activité professionnelle sur l'état de santé. Enfin, alors que le fait d'avoir un conjoint réduit l'offre de travail, le nombre d'enfants n'exercent quant à lui aucun effet significatif.

Au regard du comportement d'aide (colonne (2) du [tableau n°1](#)), les résultats estimations confirment en grande partie les différences entre pays que l'on peut observer de manière brute (cf [Fontaine \(2009\)](#)). Les Suisses, toutes comme les Suédoises, apportent toutes choses égales par ailleurs moins d'aide à leur parent âgé que les Françaises. Plus surprenant, les femmes apporteraient en Espagne moins d'aide qu'en France. Ce résultat s'explique en grande partie par le fait que nous avons exclu de l'échantillon les enfants aidant un parent cohabitant alors qu'ils représentent une part importante des aidants en Espagne (cf [Fontaine \(2009\)](#)). Par ailleurs, l'âge semble exercer une influence positive sur le nombre d'heures d'aide. Les autres caractéristiques individuelles ne semblent en revanche n'avoir aucun effet sur le nombre d'heures d'aide : le fait d'avoir ou non fait des études supérieures, l'état de santé, le fait d'avoir ou non un conjoint et le nombre d'enfants n'ont en effet aucun effet significatif.

Le comportement d'aide semble par ailleurs être influencé par la présence d'autres aidants potentiels. En particulier, le fait d'avoir des frères et sœurs tend à diminuer le temps d'aide. Au-delà du nombre de frères et sœurs, le rang dans la fratrie semble aussi jouer sur l'implication dans l'aide. Les aînées s'impliqueraient en particulier de manière plus intensive que les autres.

L'aide apportée au parent serait aussi fonction des caractéristiques de ce dernier. Les filles aideraient plus leur mère que leur père. Les filles s'impliqueraient par ailleurs plus fréquemment dans l'aide quand le parent est âgé et caractérisé par un état de santé « médiocre ». Enfin, la distance géographique séparant l'enfant de son parent âgé apparait comme un déterminant de l'intensité de l'aide. Il convient cependant de noter la vraisemblable endogénéité de cette variable ([Stern, 1995](#)). Il est en effet possible que l'aide soit un déterminant de la distance géographique et non l'inverse, les enfants désireux de s'impliquer dans la prise en charge pouvant se rapprocher de leur parent<sup>25</sup>.

---

<sup>25</sup> Les estimations ont par ailleurs été effectuées sans cette variable. Les résultats demeurent inchangés.

Tableau n°1 : Résultats d'estimation

		Modèle A		Modèle N0	
		$y_{1i}^*$	$y_{2i}^*$	$y_{1i}^*$	$y_{2i}^*$
		(1)	(2)	(3)	(4)
constante		25.22*** (5.31)	-18.82*** (4.92)	30.43*** (0.93)	-4.21 (3.89)
<b>Pays</b>	Autriche	<b>-16.77**</b> (6.91)	0.07 (3.79)	<b>-20.90***</b> (0.15)	-1.07 (3.11)
	Allemagne	-7.81 (5.45)	-1.89 (3.10)	-6.43 (6.38)	-1.60 (2.93)
	Suède	<b>8.82*</b> (4.90)	<b>-5.99**</b> (2.93)	<b>9.04**</b> (4.73)	-3.61 (2.76)
	Espagne	-6.71 (7.19)	<b>-8.08*</b> (4.67)	-6.68 (7.16)	-6.65 (4.30)
	Italie	<b>-10.84*</b> (5.94)	1.47 (3.07)	<b>-11.41**</b> (5.47)	0.94 (2.74)
	France	réf.	réf.	réf.	réf.
	Danemark	-3.59 (5.52)	-1.77 (3.15)	-2.29 (4.00)	-1.28 (2.37)
	Grèce	<b>-23.77***</b> (5.96)	0.27 (3.41)	<b>-23.82***</b> (5.79)	-0.55 (3.41)
	Suisse	1.91 (6.06)	<b>-7.68*</b> (3.86)	-0.07 (5.08)	<b>-5.57*</b> (3.38)
	Belgique	<b>-15.99***</b> (5.07)	2.48 (3.00)	<b>-16.13***</b> (4.44)	0.03 (2.54)
	Rep Tchèque	-6.72 (5.04)	-1.40 (2.97)	-4.57 (4.18)	-0.96 (2.46)
Pologne	<b>-21.88***</b> (5.49)	-2.09 (3.22)	<b>-22.83***</b> (5.19)	-2.61 (2.84)	
<b>Caractéristiques de l'enfant</b>					
âge	Age-50	<b>-2.14**</b> (1.09)	<b>0.59**</b> (0.24)	<b>-1.92**</b> (0.98)	0.45 (0.45)
	(Age-50) <sup>2</sup>	<b>-0.22**</b> (0.10)	.	<b>-0.24**</b> (0.09)	.
a dépassé l'âge égal de la retraite	non	réf.	réf.	réf.	réf.
	oui	<b>-34.05***</b> (10.9)	.	-26.23 (59.33)	.
a fait des études supérieures	non	réf.	réf.	réf.	réf.
	oui	<b>17.03***</b> (2.92)	.	<b>17.23***</b> (2.44)	.
état de santé	"médiocre"	<b>-32.82***</b> (6.36)	-0.98 (3.13)	<b>-29.18***</b> (8.09)	-0.88 (3.26)
	"acceptable"	<b>-14.73***</b> (3.26)	0.24 (1.81)	<b>-14.40***</b> (3.07)	-0.49 (1.64)
	"bon"	réf.	réf.	réf.	réf.
	"très bon"	<b>7.21**</b> (3.31)	1.29 (1.93)	<b>6.38**</b> (3.83)	2.48 (1.61)
	"excellent"	1.19 (0.78)	-2.80 (2.56)	2.42 (4.91)	-1.25 (2.21)
a un conjoint	non	réf.	réf.	réf.	réf.
	oui	<b>-6.32**</b> (2.88)	-0.86 (0.60)	<b>-6.21**</b> (2.56)	-1.71 (1.54)
nombres d'enfants	0	réf.	réf.	réf.	réf.
	1	-3.44 (5.68)	-1.59 (3.27)	0.178 (4.89)	-0.07 (2.93)
	2 ou plus	-2.22 (3.20)	-0.89 (1.82)	-1.60 (2.99)	-0.83 (1.47)
<b>Caractéristiques de la fratrie</b>					
nombres de frères	0		réf.		réf.
	1		-1.09 (1.54)		-1.68 (1.38)
	2 ou plus		<b>-4.47**</b> (1.81)		<b>-4.10***</b> (1.50)
nombre de sœurs	0		réf.		réf.
	1		<b>-3.04*</b> (1.58)		<b>-3.38**</b> (1.31)
	2 ou plus		<b>-3.14*</b> (1.69)		<b>-3.83***</b> (1.41)
aîné de la fratrie	non		réf.		réf.
	oui		<b>2.91*</b> (1.58)		<b>2.38*</b> (1.39)
benjamin de la fratrie	non		réf.		réf.
	oui		2.75 (1.82)		2.31 (1.53)

Suite...

Suite...

		Modèle A		Modèle NO	
		$T_i^*$	$A_i^*$	$T_i^*$	$A_i^*$
		(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Caractéristiques du parent</b>					
sexe	homme		réf.		réf.
	femme		<b>5.68***</b> (2.07)		<b>4.66***</b> (1.64)
âge	Age-75		<b>0.75***</b> (0.15)		<b>0.58***</b> (0.14)
état de santé	"acceptable"		réf.		réf.
	"médiocre"		<b>3.58***</b> (1.39)		<b>3.42***</b> (1.26)
distance	Même bâtiment		<b>-5.62*</b> (3.27)		-3.99 (3.17)
	moins de 1km		réf.		réf.
	entre 1 et 5 km		<b>-7.28***</b> (2.08)		<b>-6.35***</b> (1.71)
	entre 5 et 25 km		<b>-10.39***</b> (2.04)		<b>-9.10***</b> (1.74)
	entre 25 et 100 km		<b>-14.38***</b> (2.34)		<b>-12.66***</b> (1.90)
	entre 100 et 500 km		<b>-17.89***</b> (2.75)		<b>-16.49***</b> (2.41)
	a plus de 500 km		<b>-23.56***</b> (4.74)		<b>-20.40***</b> (3.75)
	a plus de 500 km dans autre pays		<b>-23.54***</b> (4.78)		<b>-19.08***</b> (7.01)
<b>Interactions entre travail et aide</b>					
Nombre d'heures d'aide ( $y_{2i}$ )		<b>-1.67***</b> (0.27)	.	.	.
Nombre d'heures travaillées ( $y_{1i}$ )		.	<b>0.61***</b> (0.08)	.	.
Nombre d'heures d'aide latent ( $\hat{y}_{2i}^*$ )		.	.	<b>-0.27*</b> (0.15)	.
Nombre d'heures travaillées latent ( $\hat{y}_{1i}^*$ )		.	.	.	<b>0.11*</b> (0.06)
rho		<b>-0.44***</b> (0.08)			

Entre parenthèses figurent les écart-types des coefficients estimés.

\* significatif au seuil de 10%,

\*\* significatif au seuil de 5%,

\*\*\* significatif au seuil de 1%

Note : (i) Nous avons été contraints d'exclure les femmes appartenant au Pays-Bas, la question relative au niveau d'éducation n'étant dans ce pays pas renseignée. (ii) Dans le *modèle NO*, les écarts-type des coefficients ont été estimés par bootstrap (300 tirages).

Qu'en est-il maintenant des interactions entre temps de travail et temps d'aide ? Les paramètres  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  apparaissent tous deux significatifs, les décisions de temps de travail et de temps d'aide seraient donc bien interdépendantes. Plus précisément, il apparaît qu'une variation exogène du temps d'aide aurait pour effet de réduire le temps de travail : le fait d'aider un parent se traduirait toutes choses égales par ailleurs par un renoncement, partiel ou total, au marché du travail. En revanche, résultat plus surprenant, un accroissement du temps de travail augmenterait toutes choses égales par ailleurs le temps d'aide. Ce résultat pourrait confirmer l'existence de l'effet protection mis en évidence par [Le Bihan et Martin \(2006\)](#).

Le calcul des effets marginaux ([tableau n°2](#)) montrent qu'une heure d'aide en plus par semaine réduit en moyenne, toutes choses égales par ailleurs, de 38 minutes le temps de travail hebdomadaire des femmes de l'échantillon. En moyenne, elles réduiraient donc de manière sensiblement égale leur temps de travail et le temps de loisir pour apporter une heure d'aide. Seules 25% ne sacrifierait que du temps de travail.

Tableau n°2 : Effets marginaux d'une variation exogène du temps d'aide et du temps de travail

Effet marginal d'une variation exogène du temps d'aide sur le temps de travail			
	$\frac{\partial E(y_{1i})}{\partial y_{2i}}$	$\frac{\partial P(y_{1i} > 0)}{\partial y_{2i}}$	$\frac{\partial E(y_{1i} / y_{1i} > 0)}{\partial y_{2i}}$
moyenne	- 38 min	- 0,014	- 31 min
Q1	- 59 min	- 0,019	- 41 min
Q2	- 37 min	- 0,016	- 30 min
Q3	- 15 min	- 0,010	- 19 min

Effet marginal d'une variation exogène du temps de travail sur le temps d'aide			
	$\frac{\partial E(y_{2i})}{\partial y_{1i}}$	$\frac{\partial P(y_{2i} > 0)}{\partial y_{1i}}$	$\frac{\partial E(y_{2i} / y_{2i} > 0)}{\partial y_{1i}}$
moyenne	+12 min	+ 0,009	+ 10 min
Q1	+ 6 min	+ 0,007	+ 7 min
Q2	+ 11 min	+ 0,010	+ 9 min
Q3	+ 17 min	+ 0,012	+ 13 min

Il est possible de décomposer l'effet d'une variation exogène de l'offre d'aide sur l'offre de travail en (i) un effet sur la probabilité de participation au marché au travail et (ii) en un effet sur le nombre d'heures travaillées conditionnellement à la participation au marché du travail (MacDonald et Moffit, 1980). Ecrivons l'espérance de  $y_1$  de la manière suivante :

$$E(y_{1i}) = P(y_{1i} > 0) \cdot E(y_{1i} / y_{1i} > 0) \quad (28)$$

Nous avons alors :

$$\frac{\partial E(y_{1i})}{\partial y_{2i}} = P(y_{1i} > 0) \cdot \frac{\partial E(y_{1i} / y_{1i} > 0)}{\partial y_{2i}} + E(y_{1i} / y_{1i} > 0) \cdot \frac{\partial P(y_{1i} > 0)}{\partial y_{2i}} \quad (29)$$

La première partie de cette décomposition mesure l'impact d'une variation du temps d'aide sur l'espérance du temps de travail via l'effet provenant d'une réduction partielle du temps de travail. La seconde partie mesure quant à elle l'effet via une sortie du marché du travail. Cette décomposition montre que la réduction moyenne de 38 minutes s'explique dans des proportions semblables par les deux effets (tableau n°3).

Tableau n°3 : Décomposition des effets marginaux

Effet moyen d'une variation exogène du temps d'aide sur le temps de travail	
Effet moyen total	- 38 min
Effet moyen via une réduction partielle du temps de travail	- 16 min (42%)
Effet moyen via une sortie du marché du travail	- 22 min (58%)
Effet moyen d'une variation exogène du temps de travail sur le temps d'aide	
Effet moyen total	+ 12 min
Effet moyen via une augmentation partielle du temps d'aide	+ 4 min (25%)
Effet moyen via la participation à l'aide	+ 8 min (75%)

L'étude de la causalité inverse montre qu'une augmentation exogène d'une heure de travail par semaine augmenterait en moyenne de 12 minutes le temps d'aide hebdomadaire (tableau n°2). Cet effet positif, plutôt inattendu, est donc d'une faible ampleur. La même décomposition que celle effectuée précédemment montre que 75% de cette augmentation s'explique par une variation positive de la probabilité d'être aidant. Ce résultat semble aller dans le sens de l'existence de l'effet protection, mis en évidence par [Le Bihan et Martin \(2006\)](#), qui joue vraisemblablement plus sur la probabilité de d'aider que sur le temps d'aide.

A l'aide des résultats d'estimation du *modèle A*, nous avons finalement simulé l'effet d'une dégradation de l'état de santé du parent (passant de « acceptable » à « médiocre »)<sup>26</sup>. Au sein de l'échantillon, il apparaît qu'une dégradation de l'état de santé du parent augmente toutes choses égales par ailleurs en moyenne de 52 minutes le temps d'aide et réduit en moyenne de 22 minutes le temps de travail (tableau n°4). L'augmentation du temps d'aide que crée la détérioration de l'état de santé du parent ne se reporterait donc pas uniquement sur l'offre de travail mais aussi en partie sur le temps de loisir. L'aide des femmes à leur parent âgé dépendant se ferait donc en partie au détriment de la participation de celles-ci au marché du travail et en partie, comme le suggère [Le Bihan et Martin \(2006\)](#), au détriment de leur vie familiale et sociale.

<sup>26</sup> La méthode de simulation adoptée est la suivante. Pour chaque individu de l'échantillon, nous avons dans un premier temps tiré des résidus  $u_{1i}$  et  $u_{2i}$  dans une loi normale bivariée  $N(0,0,\hat{\sigma}_1,\hat{\sigma}_2,\hat{\rho})$  dont les paramètres ont été estimés lors de l'estimation du *modèle A*. En fonction des caractéristiques observables ( $X_{1i}$  et  $X_{2i}$ ) et des caractéristiques inobservables simulées ( $u_{1i}$  et  $u_{2i}$ ), nous en déduisons dans un second temps les allocations choisies par chaque individu de l'échantillon lorsque l'état de santé du parent est « acceptable » et lorsque l'état de santé du parent est « médiocre ». Enfin, nous avons comparé les allocations dans chacune des deux situations. Cette opération a été effectuée 100 fois afin d'obtenir pour chaque individu une estimation de l'effet moyen.

Tableau n°4 : Effet marginal d'une dégradation de l'état de santé du parent

	Effet sur le temps de travail ( $T_i$ )	Effet sur le temps d'aide ( $A_i$ )
moyenne	- 22 min	+ 52 min
Q1	- 34 min	+ 30 min
Q2	- 14 min	+ 47 min
Q3	- 02 min	+ 70 min

## 7. Estimation d'un modèle alternatif

Dans le modèle que nous avons estimé (*modèle A*) l'interaction entre les variables endogènes portent sur les variables observées ( $y_{1i}$  et  $y_{2i}$ ) et non les latentes ( $y_{1i}^*$  et  $y_{2i}^*$ ). Nelson et Olson (1978) proposent une spécification alternative qui suppose des interactions linéaires au niveau des variables latentes<sup>27</sup> :

$$\text{Modèle NO} \quad \begin{cases} y_{1i}^* = \beta_1' x_{1i} + \alpha_1 y_{2i}^* + u_{1i} \\ y_{2i}^* = \beta_2' x_{2i} + \alpha_2 y_{1i}^* + u_{2i} \end{cases} \quad \text{avec } y_{1i} = \begin{cases} y_{1i}^* & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (30)$$

Le fait de faire jouer l'interaction entre les deux variables endogènes (i) au niveau des variables latentes (*modèle NO*) ou (ii) au niveau des variables observées (*modèle A*) n'est pas neutre. Dans le premier cas (i), on fait l'hypothèse qu'un individu non aidant n'offrira pas la même quantité de travail suivant que sa propension à aider est légèrement négative ou au contraire largement négative. Dans le second cas (ii) en revanche, on suppose, toutes choses égales par ailleurs, qu'un individu offrira une quantité de travail identique qu'il ait une propension à aider légèrement négative ou largement négative. Ici, seul compte le fait qu'il apporte au final une quantité d'aide nulle dans les deux cas.

Le *modèle NO* suppose en fait que les censures caractérisant les deux variables endogènes n'agissent que sur la manière dont les données sont collectées, le modèle de décision de l'agent portant lui sur les variables latentes (Blundell et Smith, 1994). Dit autrement, la censure toucherait l'économètre mais pas l'agent économique étudié. Avec le *modèle A*, on suppose au contraire que le modèle de décision de l'agent porte sur les variables observées du temps de travail et du temps d'aide. La censure agirait donc aussi comme contrainte dans le comportement de l'agent.

<sup>27</sup> Par la suite, nous parlerons du *modèle NO*.



En l'occurrence, au regard de la nature des variables considérées ici, i.e. le temps de travail et le temps d'aide, le *modèle A* semble plus pertinent que le *modèle NO* pour rendre compte du comportement des individus confrontés à la dépendance d'un parent. Il paraît en effet plus naturel de supposer qu'un individu ne travaillant pas apportera toutes choses égales par ailleurs la même quantité d'aide que son salaire de réservation soit légèrement supérieur ou très largement supérieur au salaire réel. De manière symétrique, il semble plus pertinent de supposer qu'un individu n'aidant pas son parent offrira toutes choses égales par ailleurs un temps de travail identique que l'utilité marginale qu'il retire de sa première heure d'aide soit légèrement inférieure ou largement inférieure à l'utilité que lui procure une heure de loisir en plus. Dit autrement, la censure toucherait ici le processus de décision de l'agent. Comparé au *modèle A*, le *modèle NO* présente malgré tout l'avantage d'être complet quel que soit la valeur des paramètres  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$ . Il peut donc être estimé sans imposer *a priori* une condition de cohérence. Il permet par ailleurs de tester la robustesse des résultats d'estimation du *modèle A*. En effet, si seules les valeurs positives de  $y_{2i}^*$  (respectivement  $y_{1i}^*$ ) influence  $y_{1i}^*$  ( $y_{2i}^*$ ), les coefficients  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  estimés avec le *modèle NO* devrait être de même signe mais plus faibles en valeur absolue que ceux estimés avec le *modèle A*<sup>28</sup>.

Le *modèle NO* peut *a priori* être estimé de manière jointe par la méthode du maximum de vraisemblance. Nous utilisons cependant ici la méthode en deux étapes proposées par Nelson et Olson (1978). La procédure décrite consiste dans un premier temps à estimer par la méthode du maximum de vraisemblance chacune des équations réduites de manière séparées :

$$\begin{aligned} y_{1i}^* &= \pi_1' x_i + v_{1i} \\ y_{2i}^* &= \pi_2' x_i + v_{2i} \end{aligned} \quad \text{avec} \quad y_{1i} = \begin{cases} y_{1i}^* & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (31)$$

$$\begin{aligned} \text{où } \pi_1' &= \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (\beta_1', \alpha_1 \beta_2'), \pi_2' = \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (\beta_2', \alpha_2 \beta_1'), x_i' = (x_{1i}', x_{2i}'), \\ v_{1i} &= \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (u_{1i} + \alpha_1 u_{2i}) \text{ et } v_{2i} = \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (u_{2i} + \alpha_2 u_{1i}) \end{aligned}$$

On utilise ensuite les estimations des coefficients réduits ( $\hat{\pi}_1'$  et  $\hat{\pi}_2'$ ) pour instrumenter chacune des deux variables endogènes :  $\hat{y}_{1i}^* = \hat{\pi}_1' x_i$  et  $\hat{y}_{2i}^* = \hat{\pi}_2' x_i$ . Ces valeurs, asymptotiquement indépendants des termes d'erreur, sont dans un deuxième temps utilisées pour instrumenter  $y_{1i}^*$  et  $y_{2i}^*$  dans le modèle structurel. Les deux équations du *modèle NO* (30) sont alors estimées séparément<sup>29</sup> par la méthode du maximum de vraisemblance en substituant  $y_{1i}^*$  et  $y_{2i}^*$  du côté droit de l'égalité par  $\hat{y}_{1i}^*$  et  $\hat{y}_{2i}^*$  (Nelson et Olson, 1978). Pour permettre l'identification du paramètre structurel  $\alpha_1$  (respectivement  $\alpha_2$ ), il faut que le vecteur de variables explicatives  $x_{1i}$  ( $x_{2i}$ ) comprenne au moins une variable non présente dans  $x_{2i}$  ( $x_{1i}$ ). Pour cela, nous faisons l'hypothèse que le fait d'avoir ou non dépasser l'âge légal de la retraite et le fait d'avoir ou non fait

<sup>28</sup> On a en effet :

$$\alpha_1^{NO} = \partial E(y_{1i}^*) / \partial y_{2i}^* = \partial E(y_{1i}^*) / \partial y_{2i} \cdot \partial y_{2i} / \partial y_{2i}^* = \alpha_1^A \cdot 0 \cdot P(y_{2i} = 0) + \alpha_1^A \cdot 1 \cdot P(y_{2i} > 0)$$

$$\text{soit } \alpha_1^{NO} = \alpha_1^A \cdot P(y_{2i} > 0)$$

<sup>29</sup> Nous avons aussi estimé le modèle de manière jointe, en supposant les résidus corrélés. Nous avons alors un coefficient de corrélation égale à -0,112\*\*\* en première étape et -0,115\*\*\* en deuxième. Les autres coefficients estimés demeurent quasiment inchangés. Les résultats d'estimations sont disponibles sur demande.

des études supérieures n'ont pas d'effet sur l'offre d'aide informelle à offre de travail donnée. De manière symétrique, nous supposons que les caractéristiques du parent et celles de la fratrie n'ont d'effets potentiels sur l'offre de travail qu'à travers le comportement d'offre d'aide informelle.

Les colonnes (3) et (4) du [tableau n°1](#) présente les résultats d'estimation du *modèle NO*<sup>30</sup>. Malgré les différentes manières de modéliser l'interaction entre temps de travail et temps d'aide et malgré les différentes méthodes d'estimation, les résultats d'estimation du *modèle A* et du *modèle NO* apparaissent relativement proches. Au niveau des déterminants de l'offre de l'aide, les indicatrices « Suède » et « Espagne » et la variable mesurant l'âge de l'enfant n'apparaissent cependant plus significatives dans le *modèle NO* pour expliquer l'offre d'aide. Au niveau des déterminants de l'offre de travail, la seule différence repose sur la perte de significativité de l'effet lié au fait d'avoir ou non dépassé l'âge légal de la retraite<sup>31</sup>. Au niveau des interactions entre offre de travail et offre d'aide informelle, les conclusions apparaissent cohérentes avec celles obtenues à partir du *modèle A* : une variation exogène de la propension à aider exercerait un effet négatif, significatif au seuil de 10%, sur la propension à travailler tandis qu'une variation exogène de la propension à travailler exercerait un effet positif significatif au seuil de 10% sur la propension à aider.

## 8. Conclusion

L'analyse que nous avons proposée avait pour objectif d'étudier comment la population des femmes de 50 à 65 ans articulaient offre de travail et offre de soin informel à leur parent âgé dépendant. En arrière plan, se situe la question de savoir s'il est possible d'encourager l'activité professionnelle d'une population qui joue par ailleurs un rôle-clé dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes.

Pour étudier cette question, une modélisation microéconomique simple de l'arbitrage entre temps de travail et temps d'aide est proposée. Les conditions d'équilibre de premier ordre sont par la suite estimées sous une forme semi-réduite. Deux estimations sont proposées. La première, proposée par [Amemiya \(1974\)](#) fait jouer l'interaction au niveau des variables observables (*modèle A*). Nous résolvons ici de manière partielle l'incomplétude du *modèle A* en imposant une règle de sélection en cas d'équilibre multiple. La seconde, proposée par [Nelson et Olson \(1978\)](#), fait quant à elle jouer l'interaction entre temps de travail et temps d'aide au niveau des variables latentes (*modèle NO*).

Les résultats d'estimation des deux modèles permettent de mettre en évidence l'interdépendance des décisions d'offre de travail et d'offre d'aide informelle.

L'offre d'aide informelle des femmes à leur parent âgé exercerait un effet négatif sur leur offre de travail. En d'autres termes, faire en partie reposer la prise en charge des personnes âgées dépendantes sur cette population constituerait un frein à l'augmentation du temps d'emploi de cette tranche d'âge.

---

<sup>30</sup> Pour le *modèle NO*, seuls les résultats d'estimation de la deuxième étape sont reportés. Ceux de la première étape sont disponibles sur demande.

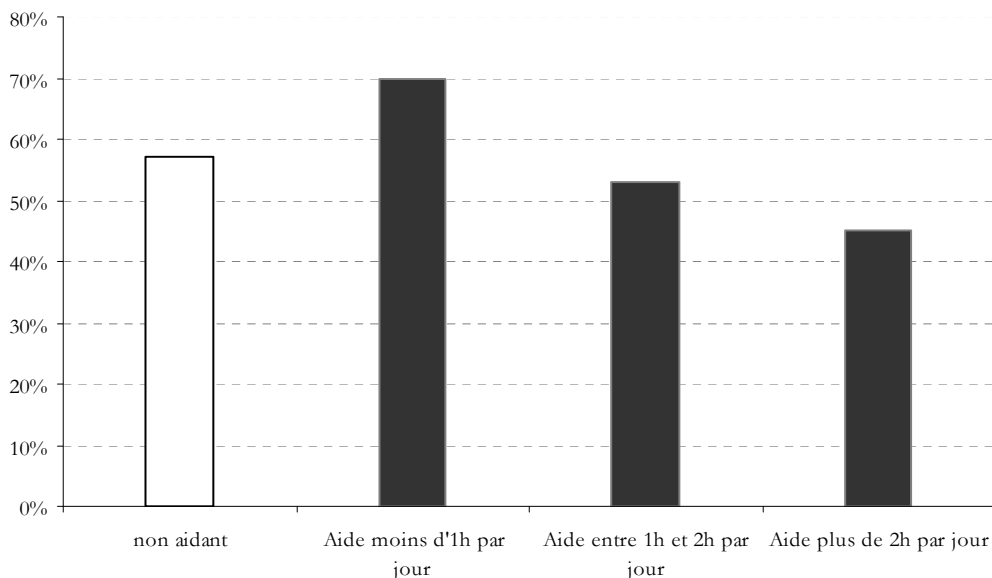
<sup>31</sup> Dans notre échantillon, 140 individus ont dépassé l'âge légal de la retraite. Parmi eux, seuls 2 exercent une activité professionnelle. Le manque de précisions avec lequel est estimé l'effet l'avoir ou non dépassé l'âge de la retraite dans le *modèle NO* s'explique sans doute par le fait que les écarts-types y sont estimés par bootstrap. L'estimation du coefficient peut donc varier de manière très importante suivant que l'échantillon sur lequel il est estimé comporte ou non ces deux individus.

La relation de causalité inverse, de moindre ampleur, atténuée cependant ce constat puisqu'elle tend à rendre les deux activités complémentaires. Plus précisément, le temps de travail exercerait un effet légèrement positif sur le temps d'aide. Cet effet positif peut sans doute refléter l'existence de l'effet protection mis en évidence dans le cas français ([Le Bihan et Martin \(2006\)](#)): les femmes n'exerçant pas d'activité professionnelle pourraient avoir une plus faible propension à s'investir dans une prise en charge informelle par crainte de se voir « absorber » par leur rôle d'aidant. A travers cet effet protection, le fait de travailler jouerait donc positivement sur la probabilité de devenir aidant mais vraisemblablement moins sur le temps d'aide. Si tel est le cas, un modèle en deux étapes serait plus en mesure de capturer cet effet. Il autoriserait en effet l'offre de travail à avoir un impact différent sur la probabilité d'aider et sur le nombre d'heures d'aide conditionnellement au fait d'aider.

Les données de l'enquête Handicap-Santé permettront prochainement d'apporter un éclairage plus précis, dans le cas français, sur la manière dont s'articulent le rôle d'aidant et l'exercice d'une activité professionnelle. A la différence des données utilisées dans la présente étude, elles apporteront des informations précieuses sur le niveau d'incapacité, le lieu de vie (domicile ou institution) et l'aide globale dont le parent âgé bénéficie. Elles permettront par ailleurs de mener une étude plus fine des autres effets potentiels de l'aide sur l'emploi : aménagement des horaires de travail, réduction des perspectives de carrière, arrêts maladie ou autres.

## Annexe n°1

Graphique n° 8 : Taux d'emploi des hommes selon le temps d'aide moyen par jour

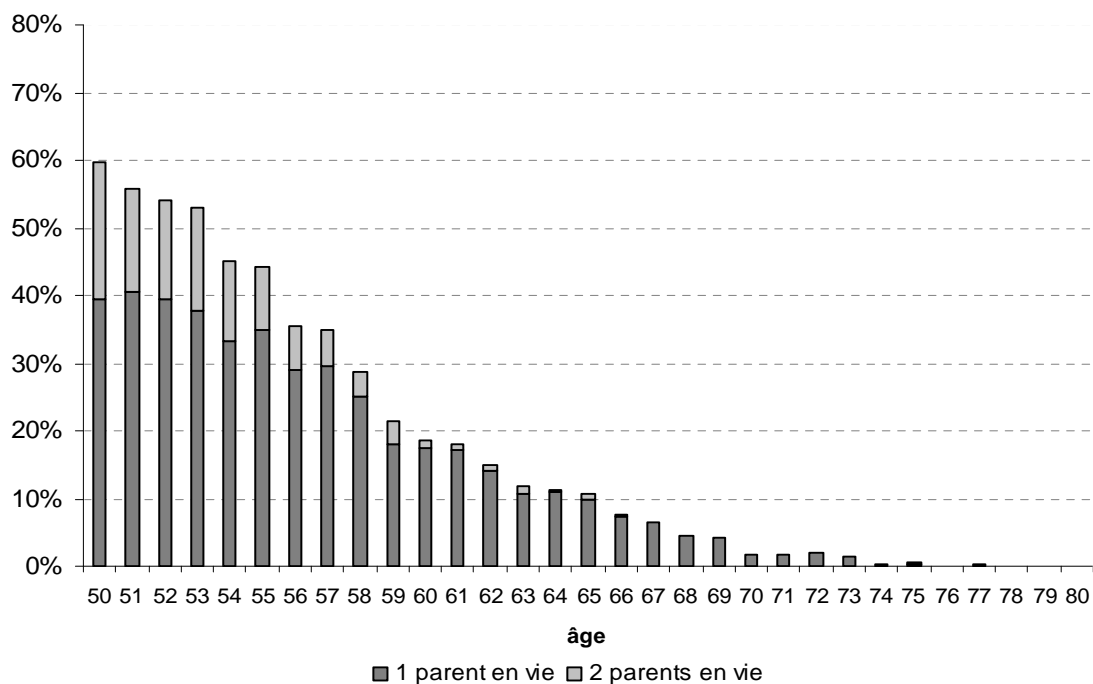


*Champ : hommes âgés de 50 à 65 ans ayant un seul parent en vie (cohabitants exclus).*

*Note : Les individus cohabitant sont exclus car le nombre d'heures d'aide est uniquement connu pour les individus apportant une aide à un parent vivant dans un autre ménage.*

*Source : Enquête SHARE, vague 2 (2006-2007)*

Graphique n° 9 : Proportion d'hommes de plus de 50 ans ayant au moins un parent en vie



*Champ : hommes âgés de 50 à 80 ans.*

*Source : Enquête SHARE, vague 2 (2006-2007)*

**Annexe n° 2 : Ecriture sous forme réduite du modèle A et du modèle NO  
et mise en évidence de l'incomplétude**

Le modèle A tel qu'il est spécifié en (13) peut se réécrire sous forme réduite de la manière suivante :

$$\begin{cases} y_{1i} = \pi_1' x_i + v_{1i} \\ y_{2i} = \pi_2' x_i + v_{2i} \end{cases} \quad \text{si la condition 1 est respectée : } \begin{cases} \pi_1' x_i + v_{1i} > 0 \\ \pi_2' x_i + v_{2i} > 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} y_{1i} = \beta_1' x_i + u_{1i} \\ y_{2i} = 0 \end{cases} \quad \text{si la condition 2 est respectée : } \begin{cases} \beta_1' x_i + u_{1i} > 0 \\ (1 - \alpha_1 \alpha_2)(\pi_2' x_i + v_{2i}) \leq 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} y_{1i} = 0 \\ y_{2i} = \beta_2' x_i + u_{2i} \end{cases} \quad \text{si la condition 3 est respectée : } \begin{cases} (1 - \alpha_1 \alpha_2)(\pi_1' x_i + v_{1i}) \leq 0 \\ \beta_2' x_i + u_{2i} > 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} y_{1i} = 0 \\ y_{2i} = 0 \end{cases} \quad \text{si la condition 4 est respectée : } \begin{cases} \beta_1' x_i + u_{1i} \leq 0 \\ \beta_2' x_i + u_{2i} \leq 0 \end{cases}$$

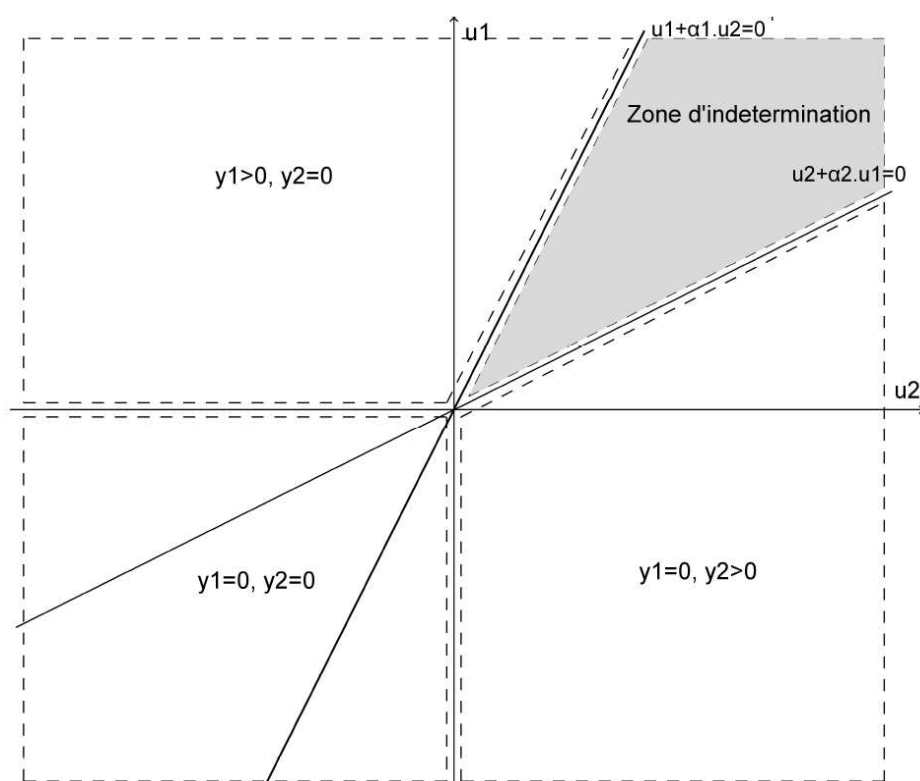
$$\text{où } \pi_1' = \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (\beta_1', \alpha_1 \beta_2'), \pi_2' = \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (\beta_2', \alpha_2 \beta_1'), x_i' = (x_{1i}, x_{2i}), v_1 = \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (u_{1i} + \alpha_1 u_{2i})$$

$$\text{et } v_2 = \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (u_{2i} + \alpha_2 u_{1i})$$

Cette écriture sous forme réduite met en évidence le fait que si  $1 - \alpha_1 \alpha_2 > 0$  alors les conditions 1 à 4 sont mutuellement exclusives : quel que soient les caractéristiques d'un individu donné, une et une seule des conditions est respectée. Le modèle associe alors dans ce cas à chaque individu une et une seule allocation  $(y_{1i}, y_{2i})$ . Dans le cas où  $1 - \alpha_1 \alpha_2 < 0$ , ce n'est plus le cas. Considérons par un exemple le cas simple d'un individu tel que  $\pi_1' x_i = \pi_2' x_i = 0$ . Comme dans l'exemple 2 (cf. page 13), supposons par ailleurs que  $\alpha_1 = \alpha_2 = -2$ . Dans ce cas, la condition de complétude (6) n'est pas respectée.

Le graphique n°10 permet d'illustrer suivant la valeur du couple aléatoire  $(u_{1i}, u_{2i})$ , l'allocation prédite par le modèle A. Quatre zones peuvent être distinguées. Dans la première, située au nord-ouest du graphique, seule la condition 2 est vérifiée. Si la réalisation de  $(u_{1i}, u_{2i})$  est située dans cette zone, l'individu exercera une activité professionnelle ( $y_{1i} > 0$ ) mais n'apportera pas d'aide à son parent ( $y_{2i} = 0$ ). Dans la seconde, située au sud-est, seule la condition 3 est vérifiée : l'individu n'exercera pas d'activité professionnelle ( $y_{1i} = 0$ ) mais apportera une aide à son parent ( $y_{2i} > 0$ ). Dans la troisième, située au sud-ouest, seule la condition 4 est vérifiée : l'individu dont le couple  $(u_{1i}, u_{2i})$  appartient à cette zone n'exercera pas d'activité professionnelle ( $y_{1i} = 0$ ) et n'apportera pas d'aide à son parent ( $y_{2i} = 0$ ). Enfin, dans la quatrième, située au nord-est (zone grisée), les conditions 1, 2 et 3 sont toutes les trois vérifiées simultanément, le modèle associant alors à l'individu dont le couple  $(u_{1i}, u_{2i})$  appartient à cette zone 3 allocations d'équilibre  $(T_i, A_i)$ . Pour ces individus, il y a donc une indétermination.

Graphique n° 10 : Illustration de l'incomplétude du *modèle A*



Par comparaison, le *modèle NO* est complet quelque soit les valeurs de  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$ . Sous forme réduite, ce modèle devient :

$$\begin{cases} y_{1i} = \pi_1' x_i + v_{1i} \\ y_{2i} = \pi_2' x_i + v_{2i} \end{cases} \quad \text{si la condition 1' est respectée : } \begin{cases} \pi_1' x_i + v_{1i} > 0 \\ \pi_2' x_i + v_{2i} > 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} y_{1i} = \pi_1' x_i + v_{1i} \\ y_{2i} = 0 \end{cases} \quad \text{si la condition 2' est respectée : } \begin{cases} \pi_1' x_i + v_{1i} > 0 \\ \pi_2' x_i + v_{2i} \leq 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} y_{1i} = 0 \\ y_{2i} = \pi_2' x_i + v_{2i} \end{cases} \quad \text{si la condition 3' est respectée : } \begin{cases} \pi_1' x_i + v_{1i} \leq 0 \\ \pi_2' x_i + v_{2i} > 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} y_{1i} = 0 \\ y_{2i} = 0 \end{cases} \quad \text{si la condition 4' est respectée : } \begin{cases} \pi_1' x_i + v_{1i} \leq 0 \\ \pi_2' x_i + v_{2i} \leq 0 \end{cases}$$

Contrairement au *modèle A*, les conditions 1', 2', 3' et 4' sont mutuellement exclusives pour tous les individus et ce, quelles que soient les valeurs des coefficients  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$ . Le modèle NO tel qu'il est spécifié en (30) est donc complet.

### Annexe n°3 : Distribution des configurations ( $y_{1i}, y_{2i}$ ) au sein de l'échantillon

$y_{1i}$  : nombre d'heures travaillées

$y_{2i}$  : nombre d'heures d'aide

En %

Sous population telle que :		$y_{1i} = 0$	$y_{1i} > 0$	$y_{1i} = 0$	$y_{1i} > 0$
		$y_{2i} = 0$	$y_{2i} = 0$	$y_{2i} > 0$	$y_{2i} > 0$
<b>Effectif</b>		523	282	258	184
<b>Temps de travail moyen (en min)</b>		.	34.4	.	33.5
<b>Temps d'aide moyen (en min)</b>		.	.	11.8	5.5
<b>Pays</b>					
	Autriche (56)	46	16	23	14
	Allemagne (101)	33	27	23	18
	Suède (139)	23	34	15	28
	Espagne (50)	62	24	10	4
	Italie (121)	51	12	30	7
	France (157)	39	29	18	14
	Danemark (92)	26	20	20	35
	Grèce (94)	62	12	19	7
	Suisse (61)	25	43	11	21
	Belgique (124)	38	17	30	15
	Rep Tchèque (131)	37	28	27	8
	Pologne (131)	68	12	15	5
<b>Caractéristiques de l'enfant</b>					
âge moyen		56.6	53.5	56.4	53.7
a dépassé l'âge égal de la retraite	non (1107)	38	25	20	17
	oui (140)	73	1	26	1
a fait des études supérieures	non (649)	52	17	23	8
	oui (548)	25	31	20	24
état de santé	"médiocre" (89)	67	10	21	1
	"acceptable" (314)	54	16	21	9
	"bon" (518)	40	27	21	12
	"très bon" (217)	27	22	19	32
	"excellent" (109)	28	32	18	22
a un conjoint	non (293)	35	25	21	19
	oui (954)	44	22	21	14
nombres d'enfants	0 (72)	38	25	18	19
	1 (216)	39	24	23	14
	2 ou plus (959)	43	22	20	14
<b>Caractéristiques de la fratrie</b>					
nombres de frères	0 (378)	37	23	26	14
	1 (522)	41	22	22	15
	2 ou plus (347)	49	23	14	15
nombre de sœurs	0 (413)	35	20	26	20
	1 (419)	43	24	19	14
	2 ou plus (415)	48	24	17	11
ainé de la fratrie	non (778)	42	23	20	15
	oui (469)	43	22	22	14
benjamin de la fratrie	non (1010)	44	22	21	13
	oui (237)	35	23	21	21

Suite...

Suite...

		$y_{1i} = 0$	$y_{1i} > 0$	$y_{2i} = 0$	$y_{2i} > 0$
		$y_{2i} = 0$	$y_{2i} = 0$	$y_{2i} > 0$	$y_{2i} > 0$
<b>Caractéristiques du parent</b>					
sexe	Femme (1087)	42	22	21	15
	Homme (160)	43	29	18	11
Age moyen		85	83	86	85
état de santé	"acceptable" (756)	39	26	19	16
	"médiocre" (491)	46	17	23	13
distance	même bâtiment (58)	36	22	29	12
	moins de 1km (188)	35	11	35	20
	entre 1 et 5 km (236)	41	15	25	19
	entre 5 et 25 km (306)	43	23	19	15
	entre 25 et 100 km (215)	41	29	16	13
	entre 100 et 500 km (147)	46	32	10	12
	a plus de 500 km (48)	63	23	10	4
	a plus de 500 km dans autre pays (49)	45	45	6	4

*Entre parenthèses figurent les effectifs de chaque modalité.*



## **Bibliographie**

- Alborg D. (1998)**, “Intergenerational transmission of health”, *American Economic Review*, vol. 88, n° 2, pp. 265-270.
- Amemiya (1974)**, “Multivariate Regression and Simultaneous-Equation Models When the Dependent Variables are Truncated Normal”, *Econometrica*, vol. 42, pp. 999-1012.
- D’Autume A., Betbèze J.P. & Hairault J.O. (2006)**, “Les seniors et l’emploi en France”, rapport n°58 du Conseil d’Analyse Economique, La documentation Française, Paris.
- Berecki-Gisolf J., Lucke J., Hockey R. & Dobson A. (2008)**, “Transitions into informal caregiving and out of paid employment of women in their 50s”, *Social Science & Medicine*, n° 67(1), pp. 122-127.
- Bjorn PA. & Vuong QH. (1985)**, “Simultaneous Equations Models for Dummy Endogenous Variables: A Game Theoretic Formulation with application to Labor Force Participation”, Working Paper n°537. Caltech. Pasadena. CA.
- Blundell R. & Smith R.J. (1994)**, “Coherency and estimation in simultaneous models with censored or qualitative dependent variables”, *Journal of Econometrics*, vol. 64, pp. 355-373.
- Bolin K, Lindgren B. & Lundborg P.(2008)**, “Your next of kin or your own carer? Caring and working among the 50+ of Europe”. *Journal of Health Economics*, vol. 27, pp. 718-738.
- Casado-Marín D.,García-Gómez P. & López-Nicolás Á. (2008)**, “Labour and income effects of caregiving across Europe: an evaluation using matching”, HEDG Working Paper 08/23.
- Carmichael F. & Charles S. (1998)**, “The labour market costs of community care”, *Journal of Health Economics*, n°17, pp. 747-765.
- Carmichael F. & Charles S. (2003b)**, “The opportunity costs of informal care: does gender matter?”, *Journal of Health Economics*, n°22, pp. 781-803.
- Case A., Lubotsky D. & Paxson, C. (2002)**, “Economic status and health in childhood: the origins of the gradient”, *American Economic Review*, vol. 92, no. 5, pp. 1308-1334.
- Crespo (2007)**, “Caring for parents and employment status of European mid-life women”, *CEMFI Working Paper*.
- Devaux M., Jusot F., Trannoy A., & Tubeuf S. (2008)**, “La santé des séniors selon leur origine sociale et la longévité de leurs parents”, *Economie et statistique*, vol. 411, pp. 25-46.
- Dutheil (2002)**, « Les aidants des adultes handicapés », *Etudes et Résultats*, n°186, DREES.
- Ettner S. L. (1995)**, “The impact of parent care on female labor supply decisions”, *Demography*, vol. 32(1), pp. 63-80
- Ettner S. L. (1996)**, “ The opportunity cost of elder care”, *Journal of Human Resources*, vol. 31(1), pp. 189-205.
- Eurostat**, <http://ec.europa.eu/eurostat>.
- Fondation Médéric Alzheimer (2001)**, “Vivre avec la maladie d’Alzheimer. L’aide aux aidants en France : identifier, comprendre, agir », Ouvrage collectif, Éditions Fondation Médéric Alzheimer.
- Fontaine R, Gramain A, Wittwer J. (2007)**, “Les configurations d’aide familiales mobilisées autour des personnes âgées dépendantes en Europe”, *Economie et Statistique*, vol. 403-404, pp. 97-115.

- Fontaine R., Gramain A. & Wittwer J. (2009)**, “Providing care for an elderly parent: interactions among siblings?”, *Health Economics*, n°18(9), pp. 1011-1029.
- Fontaine R. (2009, à paraître)**, “Aider un parent âgé se fait-il au detriment de l’emploi?”, *Retraite et Société*, n°58, pp. 32-61.
- Gourieroux C., Laffont J.J. & Monfort A. (1980)**, “Coherency conditions in simultaneous linear equation models with endogenous switching regimes”, *Econometrica*, vol. 48, pp. 675-695.
- Heckman J. (1978)**, “Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system”, *Econometrica*, vol. 46, pp.931-959.
- Heitmueller A. (2007)**, “The chicken or the egg? Endogeneity in labour market participation of informal carers in England”, *Journal of Health Economics*, n°26, pp. 536-559.
- Johnson RW & Lo Sasso AT (2000)**, “The trade-off between hours of paid employment and time assistance to elderly parents at mid-life”, *Report from the Urban Institute*, Washington D.C..
- Krauth BV. (2006)**, “Simulation-based estimation of peer effects”, *Journal of Econometric*, vol.133, pp.243-271.
- Le Bihan-Youinou B. & Martin C. (2006)**, “Travailler et prendre soin d’un parent âgé dépendant”, *Travail, genre et société*, vol. 16, pp. 77-96.
- Maddala GS. (1983)**, “Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics”, *Econometric Society Monographs in Quantitative Economics*. Cambridge University Press.
- McDonald, J. & Moffitt R. (1980)**, “The Uses of Tobit Analysis”, *Review of Economic and Statistics*, vol. 62, pp.318-321.
- Nelson F. & Olson L. (1978)**, “Specification and Estimation of a Simultaneous Model with Limited Dependent Variables”, *International Economic Review*, Vol. 19(3), pp. 695-709.
- OECD (2005)**, “Long-term Care for Older People”
- Pezzin L.E. & Shone B.S. (1999)**, “Intergenerational household formation labor supply, and informal caregiving : a bargaining approach”, *Journal of Human Resources*, vol. 34(3), pp.475-503.
- Soetevent AR, Kooreman P. (2007)**. “A discrete-choice model with social interactions: with an application to high school teen behaviour”. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, pp. 599-624.
- Stern S. (1995)**, “Estimating family long-term care decisions in the presence of endogenous child characteristics”, *Journal of Human Resources*, vol. 30(3), pp. 551-580.
- Tamer E. (2003)**, “Incomplete Simultaneous Discrete Response Model with Multiple Equilibria”, *Review of Economic Studies*, vol. 70(1), pp.147-165.
- Waldman (1981)**, “An Economic Interpretation of Parameter Constraints in a Simultaneous Equations Model with Limited Dependent Variables “, *International Economic Review*, vol. 22(3), pp. 731-739.
- Wolf D.A. & Soldo B. (1994)**, “Married Women’s allocation of time to employment and care of elderly parents”, *Journal of Human resources*, vol. 29(3), pp. 1259-1276.