

# Fenêtres et retraites

Robin L. LUMSDAINE, James H. STOCK,  
David A. WISE \*

**RÉSUMÉ.** — Le plan de retraite type à allocation déterminées fournit des incitations substantielles à la retraite anticipée, souvent dès l'âge de 55 ans. De plus, ces dernières années, beaucoup de sociétés ont proposé des plans à « fenêtre » fournissant des incitations supplémentaires à la retraite. Ces plans à fenêtre procurent des primes spéciales à un groupe spécifique de travailleurs — souvent déterminé par l'âge, la catégorie socio-professionnelle ou même une subdivision à l'intérieur de l'entreprise — si ces travailleurs prennent leur retraite avant une date précise, typiquement un an ou moins. Ce papier présente une estimation des effets de retraite de tels plans à fenêtre, basée sur la connaissance d'une grosse entreprise Fortune 500.

---

## Windows and Retirement

**ABSTRACT.** — The typical defined benefit pension plan provides substantial incentives to retire early, often as young as 55. In addition, in recent years many firms have offered "window" plans that provide further incentives to retire. Window plans provide special bonuses to a specific group of workers — often defined by age, occupational group, or even a division within the firm — if the worker retires within a specified period of time, typically a year or less. This paper presents estimates of the retirement effects of such window plans, based on the experience of a large Fortune 500 firm.

---

\* R. L. LUMSDAINE: Department of Economics, Harvard University and National Bureau of Economic Research; J. H. STOCK: Kennedy School of Government, Harvard University and National Bureau of Economic Research; D. A. WISE: Kennedy School of Government, Harvard University and National Bureau of Economic Research. Ce travail a bénéficié du support financier du National Institute on Aging. (subvention n° ROI AG08146) et de la National Science Foundation. Cet article a été traduit en français par J. M. ZAKOIAN.

# 1 Introduction

---

Le plan de retraite type à allocations déterminées fournit des incitations substantielles à la retraite anticipée, souvent dès l'âge de 55 ans. De plus, ces dernières années, beaucoup de sociétés ont proposé des plans à « fenêtré » fournissant des incitations supplémentaires à la retraite. Ces plans à fenêtré procurent des primes spéciales à un groupe spécifique de travailleurs – souvent déterminé par l'âge, la catégorie socio-professionnelle ou même une subdivision à l'intérieur de l'entreprise – si ces travailleurs prennent leur retraite avant une date précise, typiquement distante d'un an ou moins. Ce papier présente une estimation des effets de retraite de tels plans à fenêtré, basée sur la connaissance d'une grosse entreprise Fortune 500. Les estimateurs sont obtenus à partir du modèle développé dans des travaux antérieurs (STOCK et WISE [1990 a, 1990 b]).

Environ 50 % des travailleurs aux États-Unis disposent de plans de retraite de leur société. Parmi eux 75 % approximativement sont couverts par les plans à allocations déterminées.<sup>1</sup> Les effets incitatifs de tels plans ont été soulignés dans plusieurs études récentes. BULOW [1981] a décrit l'accumulation des primes avec de tels plans et LAZEAR [1983] a souligné le rôle potentiel des dispositions des plans dans l'incitation à la retraite anticipée, comme substitut à la retraite obligatoire. Les effets incitatifs importants de tels plans ont été soulignés très récemment par KOTLIKOFF et WISE [1985, 1987, 1989], qui ont recensé les incitations d'environ 2 500 plans couverts par le « Bureau of Labor Statistics Level of Benefits Survey », et ont examiné de façon très détaillée les effets des dispositions de la même société Fortune 500 dont les données sont utilisées dans ce papier.<sup>2</sup> Ce travail démontre que le plan type fournit un gain substantiel à rester dans l'entreprise jusqu'à un certain âge, souvent le premier âge de retraite, et ensuite une incitation conséquente à quitter la société, souvent dès l'âge de 55 ans. Presque tous les plans incorporent une pénalité importante pour le travail au-delà de 65 ans. Le gain en salaire retiré d'une année supplémentaire de travail est souvent contrebalancé pour une large part par une perte dans la valeur présente de la pension future.

- 
1. Les autres travailleurs sont couverts par des plans à contributions déterminées. Pour de tels plans l'allocation de retraite est déterminée à partir des contributions aux fonds de retraite de l'entreprise qui sont en fait définis par un pourcentage sur les salaires. De tels plans n'ont aucun des effets incitatifs des plans à allocations déterminées, analysés ci-après.
  2. FIELDS et MITCHELL [1982] considèrent également les effets incitatifs des plans. HOGARTH [1988] analyse l'acceptation d'un supplément pour retraite anticipée. Les premières analyses des retraites de sociétés sont présentées dans BURKHAUSER [1979].

Le champ couvert par les plans de retraite des sociétés s'est rapidement étendu à la fin des années quarante et au cours des années cinquante. Après la législation de 1942 les cotisations aux caisses de retraites sont devenues déductibles des impôts. Bien que la couverture totale n'ait guère changé ces dernières années, la proportion de travailleurs partant à la retraite avec un plan de la société est toujours en augmentation. La croissance rapide de la couverture des plans de retraite s'est accompagnée d'une baisse spectaculaire de la contribution des agents les plus âgés à la force de travail, comme le montrent les données suivantes pour les hommes :

Année	Age			
	50-54	55-59	60-64	65+
1971 . . . .	92.8	88.8	74.1	25.5
1986 . . . .	88.9	79.0	54.9	17.5

La juxtaposition de ces deux tendances suggère que les effets quantitatifs sur la retraite des dispositions des plans ont pu être substantiels. Nos travaux précédents sont un essai d'obtention de tels estimateurs. Cet article poursuit ce travail, avec une attention spéciale aux effets des plans à fenêtre. Les données de la société permettent aussi d'obtenir une vérification informelle de la validité du modèle en termes de prédiction, par comparaison de nos prévisions et des taux réels de retraite avec le plan à fenêtre de la société. Les estimations dans nos précédents papiers étaient basées sur les vendeurs; ici elles le sont sur les employés de bureau.

Nos articles antérieurs ont montré qu'augmenter le premier âge de retraite de 55 à 60 ans par exemple, ferait croître de 40 % la proportion d'agents employés de la société à 50 ans et qui le seraient toujours à 60. Nous avons montré également que des changements dans les dispositions de Sécurité Sociale auraient des effets limités sur les taux de retraite dans cette société, principalement parce que la plupart des employés de la firme ont pris leur retraite avant les âges les plus bas et normaux de retraite pour la Sécurité sociale, 62 et 65 ans respectivement. Ce papier confirme l'effet considérable des dispositions de retraite anticipée. Il souligne le fait que des plans spéciaux à fenêtre peuvent avoir un effet d'importance comparable, augmentant considérablement les taux de retraite anticipée.

Une brève description du plan de la société, empruntée largement à STOCK et WISE [1990 a], est présentée dans la section 2. Le modèle est résumé dans la section 3. Les estimations de paramètres et simulations pour les hommes sont discutées dans la section 4. La section 5 présente très succinctement les principales conclusions.

## 2 Le plan de la société

---

L'étude est basée sur une population d'employés de bureau, âgés d'au moins 50 ans et employés depuis trois ans au moins.<sup>3</sup> Pour comprendre l'effet des dispositions du plan de retraite, la figure 1 montre l'indemnité future espérée d'une personne de notre échantillon, âgée de 50 ans et employée de la société depuis 20 ans.<sup>4</sup> Il est important de considérer l'indemnité totale, incluant les salaires, l'accumulation des allocations de retraite et celle des indemnités de Sécurité Sociale. En guise d'indemnité pour le travail d'une année supplémentaire l'employé reçoit un salaire. Il reçoit aussi une rétribution sous forme d'allocations de retraite futures. La rétribution annuelle sous cette forme est la variation dans la valeur présente des indemnités de retraite futures, due au travail additionnel d'une année. Cette variation est comparable au salaire. L'accumulation des indemnités de Sécurité Sociale peut être calculée de manière similaire, et est également comparable au salaire. La figure 1 montre la valeur présente à l'âge de 50 ans de l'indemnité future espérée sous chacune des trois formes. La courbe appelée «salaires» représente les salaires cumulés par âge de retraite.<sup>5</sup> Par exemple, si la personne prenait sa retraite à 62 ans, la valeur de ses salaires cumulés entre 50 et 62 ans, rapportés en dollars constants de l'année de ses 50 ans, serait d'environ 126 000 \$. La pente de la courbe de salaires correspond aux salaires annuels en dollars de l'année des 50 ans.

La courbe en continu montre l'évolution de la retraite de la société cumulée avec les indemnités de Sécurité Sociale, toujours en dollars de l'année des 50 ans. La forme de cette courbe est déterminée principalement par les dispositions du plan de retraite. En particulier, l'âge normal de retraite est 65 ans et le premier âge de retraite 55 ans. Les droits interviennent au bout de dix ans de service. Les indemnités normales de retraite à 65 ans sont déterminées par le salaire final multiplié par le nombre d'années de service, multiplié par un facteur constant. Les dispositions additionnelles les plus importantes — celles qui déterminent la forme de la courbe de la figure 1 — sont décrites ici.<sup>6</sup> La valeur présente des pensions de retraite augmente entre 50 et 54 ans à cause des années de service, et peut-être à cause de l'augmentation du salaire. Par exemple un employé pourrait quitter la société à 53 ans. S'il le faisait, et s'il avait droit au plan de retraite de la

- 
3. Le critère d'être employé depuis trois ans facilite la prévision des salaires futurs sur une base individuelle.
  4. Par commodité, on a supposé un taux d'escompte réel à 5 % et pas d'inflation. Dans le modèle empirique estimé, le taux d'escompte est estimé et le taux d'inflation est supposé égal à 5 %.
  5. Départ de l'entreprise serait une meilleure dénomination que retraite, car pour certains employés l'alternative à la poursuite du travail dans la société est la recherche d'un autre emploi plutôt que la retraite.
  6. Des détails supplémentaires sur les dispositions du plan sont présentées dans KOTLIKOFF et WISE [1987].

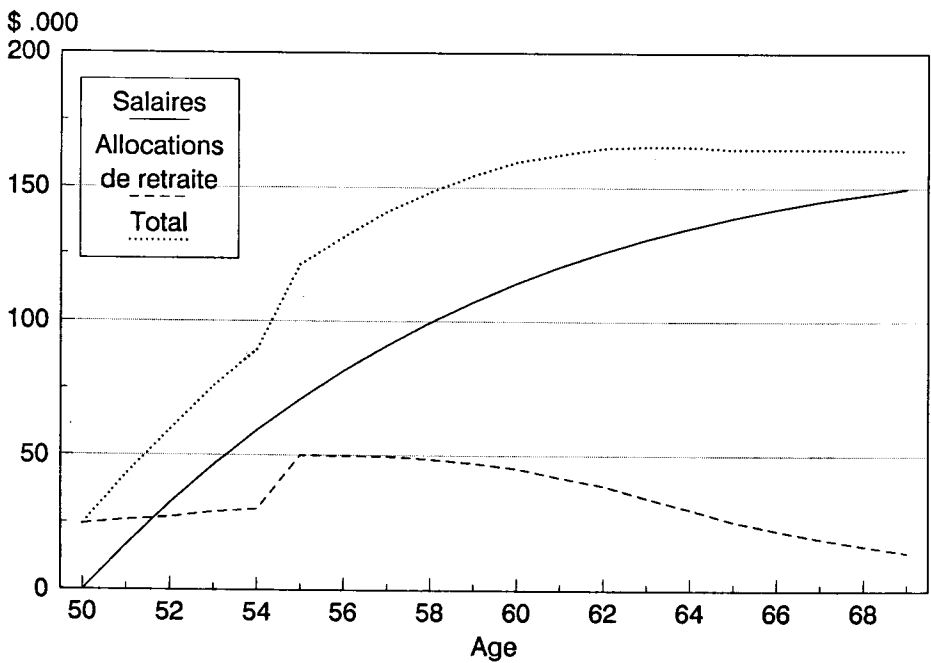


FIGURE 1

*Salaires et revenus de retraite par âge de retraite.*

société — ce qui est le cas après dix ans de service — il aurait droit à la pension de retraite normale à l'âge de 65 ans, sur la base de ses années de service et salaires en dollars **courants** de l'année de ses 53 ans. Il pourrait commencer à recevoir des indemnités dès l'âge de 55 ans, le premier âge de retraite dans la société, mais le montant de ses indemnités serait réduit selon un taux actuariel. Ainsi en dollars de l'année courante, le flux des indemnités reçues en commençant à 55 ans serait le même qu'en commençant à 65 ans; le montant annuel des indemnités serait réduit juste suffisamment de manière à compenser la rentrée des indemnités pour dix années supplémentaires. S'il commençait à recevoir des indemnités à 55 ans, celles-ci ne seraient que 36 % de celles qu'il recevrait à 65 ans. Si, cependant, il décidait de rester dans la société jusqu'au premier âge de retraite, la situation serait assez différente. Il aurait droit aux indemnités de retraite normales, sur la base de ses années de service et salaires à l'âge de 55 ans. Mais s'il décidait de commencer à les toucher à l'âge de 55 ans, les indemnités seraient moins réduites qu'avec le taux actuariel, environ 3 % par année de retraite précédent 65 ans, au lieu de 6 ou 7 %.

De plus, le plan a une disposition de compensation de sécurité sociale. Les indemnités de retraite sont compensées d'un montant déterminé, fonction des estimations par la société des indemnités de Sécurité Sociale. Mais si la personne prend une retraite avancée, entre 55 et 65 ans, la compensation de Sécurité Sociale n'est pas appliquée aux indemnités reçues avant 65 ans. Ces deux dispositions donnent lieu au saut discontinu important dans les indemnités de retraite à l'âge de 55 ans — d'environ 30 000 \$ à 50 000 \$.

Cet accroissement est équivalent à plus de 150 % de son salaire annuel à 55 ans. Ainsi il y a une prime énorme à rester dans la société jusqu'à cet âge. Après 55 ans, cependant, la personne qui ne prend pas sa retraite passe à côté d'opportunités d'indemnités de retraite très avantageuses. D'où la variation minimale dans la valeur en dollars constants des primes entre 55 et 60 ans.

Si une personne a 30 années de service à 60 ans, elle a droit à de pleines indemnités normales de retraite. Aucune réduction de retraite anticipée n'est appliquée à ses indemnités si elles sont prises dès lors. En d'autres termes, il ne gagnera plus à continuer à travailler comme c'était le cas avant 60 ans. D'où la forme particulière de la courbe avant la décroissance.

La courbe repérée par «Total» fait apparaître l'indemnité totale. Par exemple, si l'employé décidait de quitter la société à 60 ans, ses salaires entre 50 et 60 ans seraient de 114 000 \$, comme le montre la courbe des salaires. Ensuite, il recevrait la pension de retraite de la société et les indemnités de retraite de Sécurité Sociale d'une valeur présente – à l'âge de 50 ans – d'environ 45 000 \$. La somme des deux est environ 159 000 \$ comme le montre la courbe «Total». Le saut important à 55 ans reflète les dispositions de retraite anticipée du plan. L'indemnité totale décroît modestement chaque année jusqu'à l'âge de 60 ans et très rapidement ensuite. Après 62 ou 63 ans, l'indemnité totale est proche de zéro.

### 3 Le modèle

---

Le modèle est discuté en détail dans STOCK et WISE [1990 a]. Il est présenté brièvement ici. A tout âge donné, en se basant sur l'information disponible à cet âge, nous supposons qu'un employé compare la valeur espérée d'une retraite à cet âge avec celle correspondant à tous les âges de retraite futurs.<sup>7</sup> Nous appelons valeur d'option de retraite différée la différence entre la valeur de retraite immédiate et le maximum des valeurs à tous les âges futurs. Une personne qui ne prend pas sa retraite cette année conserve l'option de la prendre à un âge ultérieur plus avantageux. Si la valeur d'option est strictement positive, la personne continue à travailler; sinon elle prend sa retraite. En se référant à la figure 1, par exemple, un employé âgé de 50 ans comparerait la valeur des allocations de retraite qu'il recevrait en la prenant maintenant – approximativement 24 000 \$ – avec la valeur des salaires et allocations de retraite pour chaque année future. Par exemple la valeur espérée à 60 ans est environ 159 000 \$. Le même calcul est répété les années suivantes, en utilisant les prévisions des salaires futurs, retraites correspondantes et allocations de Sécurité Sociale. Les prévisions des salaires

---

7. Jusqu'à 70 ans qui est l'âge limite de retraite dans cette société.

futurs sont basées sur les salaires individuels passés, ainsi que sur les salaires d'autres personnes dans la société.<sup>8</sup> Les données sont disponibles pour toute personne employée dans la société et pour toute année comprise entre 1980 et 1985. Pour ce groupe, les données sur les salaires et d'autres informations sont disponibles à partir de 1969, ou depuis l'année de premier emploi dans la société si celle-ci est postérieure à 1969. La spécification précise du modèle est décrite ci-dessous.

Une personne à l'âge  $t$  qui continue à travailler gagnera  $Y_s$  pour les années ultérieures  $s$ . Si elle prend sa retraite à l'âge  $r$ , les allocations de retraite ultérieures seront  $B_s(r)$ . Ces allocations dépendront de l'âge de la personne, des années de service à la retraite et de ses salaires passés; ainsi elles seront fonction de l'âge de retraite. Nous supposons que dans sa décision de retraite, la personne pondère l'utilité indirecte découlant de ses revenus futurs. Avec un taux d'escompte de  $\beta$ , la valeur de cette source de revenu futur si la retraite est prise à l'âge  $r$  est donnée par :

$$(1) \quad V_t(r) = \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} U_w(Y_s) + \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} U_r(B_s(r)),$$

où  $U_w(Y_s)$  est l'utilité indirecte des revenus salariaux futurs et  $U_r(B_s(r))$  est l'utilité indirecte des allocations de retraite futures. La personne ne vivra pas au-delà de l'âge  $S$ .

Le gain, évalué à l'âge  $t$ , d'une retraite différée jusqu'à l'âge  $r$  est donné par

$$(2) \quad G_t(r) = E_t V_t(r) - E_t V_t(t).$$

Notant  $r^*$  l'âge correspondant au gain maximal, la personne différera sa retraite si la valeur d'option

$$(3) \quad G_t(r^*) = E_t V_t(r^*) - E_t V_t(t) > 0.$$

Les utilités des revenus futurs de salaire et retraite sont supposées données par

$$(4a) \quad U_w(Y_s) = Y_s^\gamma + \omega_s$$

$$(4b) \quad U_r(B_s) = (k B_s(r))^\gamma + \xi_s$$

où  $\omega_s$  et  $\xi_s$  sont des effets aléatoires individuels spécifiques, pour lesquels sont faites les hypothèses de processus Markovien ou autorégressif d'ordre un

$$(5a) \quad \omega_s = \rho \omega_{s-1} + \varepsilon_{\omega s}, E_{s-1}(\varepsilon_{\omega s}) = 0,$$

$$(5b) \quad \xi_s = \rho \xi_{s-1} + \varepsilon_{\xi s}, E_{s-1}(\varepsilon_{\xi s}) = 0.$$

Le paramètre  $k$  est destiné à prendre en compte le fait que dans la décision de retraite, l'utilité associée à un dollar de revenu peut être différente selon que l'agent est à la retraite ou en activité. La relation peut même changer

8. Voir STOCK et WISE [1990 a].

avec l'âge, possibilité que nous considérons dans une spécification alternative. Ne tenant pas compte des termes aléatoires et du taux d'escompte  $\beta$ , à tout âge  $s$ , le rapport des utilités de retraite et d'activité est  $[k(B_s/Y_s)]^\gamma$ . Pour  $\gamma=1$ , il est simplement égal à  $k(B_s/Y_s)$ .

Avec cette spécification, la fonction  $G_t(r)$  peut être décomposée en deux parties

$$(6) \quad G_t(r) = g_t(r) + \varphi_t(r),$$

afin de distinguer dans  $G_t(r)$  les termes contenant les effets aléatoires des autres termes. Si le fait que la personne soit en vie dans les années futures est statistiquement indépendant de ses flux de salaires ainsi que des effets individuels  $\omega_s$  et  $\xi_s$ ,  $g_t(r)$  et  $\varphi_t(r)$  sont donnés par

$$(7a) \quad g_t(r) = \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} \pi(s/t) E_t(Y_s^\gamma) + \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} \pi(s/t) [E_t(kB_s(r))^\gamma] - \sum_{s=t}^S \beta^{s-t} \pi(s/t) [E_t(kB_s(t))^\gamma]$$

$$(7b) \quad \varphi_t(r) = \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} \pi(s/t) E_t(\omega_s - \xi_s),$$

où  $\pi(s/t)$  représente la probabilité que la personne soit en vie à la date  $s$ , sachant qu'elle est en vie à la date  $t$ .<sup>9</sup> Avec l'hypothèse de processus de Markov,  $\varphi_t(r)$  peut être écrit

$$(8) \quad \begin{aligned} \varphi_t(r) &= \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} \pi(s/t) \rho^{s-t} (\omega_t - \xi_t), \\ &= K_t(r) v_t, \end{aligned}$$

où  $K_t(r) = \sum_{s=t}^{r-1} (\beta\rho)^{s-t} \pi(s/t)$  et  $v_t = \omega_t - \xi_t$ . La simplification résulte du fait qu'à la date  $t$  l'espérance conditionnelle de  $v_s = \omega_s - \xi_s$  est  $\rho^{s-t} v_t$ , pour toutes les années futures  $s$  (le terme  $K_t(r)$  est une somme des déflateurs correspondant à la valeur présente à la date  $t$  des espérances conditionnelles des composantes aléatoires futures de l'utilité. Plus  $r$  est éloigné dans le futur, plus  $K_t(r)$  est grand. En d'autres termes, plus est distant l'âge potentiel de retraite, plus grande est l'incertitude, ce qui correspond à un terme d'erreur hétéroscédastique).  $G_t(r)$  peut donc être écrit simplement comme :

$$(9) \quad G_t(r) = g_t(r) + K_t(r) v_t,$$

Si la personne doit prendre sa retraite l'année  $t$ ,  $G_t(r)$  doit être inférieur à zéro pour tout âge potentiel de retraite dans le futur. Si  $r^0$  est le  $r$  conduisant

9. Naturellement, le fait qu'une personne soit vivante au cours des prochaines années n'est probablement pas indépendant des caractéristiques individuelles comme l'état de santé, c'est-à-dire l'une des caractéristiques que les termes aléatoires sont censés représenter.



à la valeur maximale de  $g_t(r)/K_t(r)$ , la probabilité de retraite est

$$(10) \quad \Pr[\text{Retraite à la date } t] = \Pr[g_t(r^0)/K_t(r^0) < -v_t].$$

Si seule la retraite sur une année est considérée, cette expression est la seule dont nous ayons besoin. Plus généralement, nous pouvons considérer la retraite sur deux années consécutives ou plus. Dans ce cas les probabilités de retraite sont simplement des extensions de l'équation (10). La probabilité qu'une personne en activité à l'âge  $t$  prenne sa retraite à l'âge  $\tau > t$  est donnée par :

$$(11) \quad \Pr[R = \tau] = \Pr[g_t(r_t^0)/K_t(r_t^0) > -v_t, \dots, \\ g_{\tau-1}(r_{\tau-1}^0)/K_{\tau-1}(r_{\tau-1}^0) > -v_{\tau-1}, g_{\tau}(r_{\tau}^0)/K_{\tau}(r_{\tau}^0) < -v_{\tau}].$$

La probabilité qu'une personne reste et ne prenne pas sa retraite durant la période correspondante aux données s'écrit :

$$(12) \quad \Pr[R > T] = \Pr[g_t(r_t^0)/K_t(r_t^0) > -v_t, \dots, \\ g_{T-1}(r_{T-1}^0)/K_{T-1}(r_{T-1}^0) > -v_{T-1}, g_T(r_T^0)/K_T(r_T^0) > -v_T].$$

Ceci est une probabilité de choix discret multinomial avec termes d'erreur non indépendants  $v_s$ .

Finalement, nous supposons que  $v_s$  est un processus de Markov Gaussien, avec

$$(13) \quad v_s = \rho v_{s-1} + \varepsilon_s, \varepsilon_s \text{ i.i.d. } N(0, \sigma_{\varepsilon}^2),$$

où la valeur initiale,  $v_t$ , est i.i.d.  $N(0, \sigma_v^2)$  et indépendante de  $\varepsilon_s$ . La covariance entre  $v_{\tau}$  et  $v_{\tau-1}$  est  $\rho \text{ var}(v_{\tau})$ , et la variance de  $v_{\tau}$  pour  $\tau \geq t$  est  $\rho^{2(\tau-t)} \sigma_v^2 + \left( \sum_{j=0}^{\tau-t-1} \rho^{2j} \right) \sigma_{\varepsilon}^2$ . Les estimations de ce papier sont basées sur des décisions de retraite à un an et les termes d'erreurs de l'équation (5) sont supposés suivre une marche aléatoire, avec  $\rho = 1$ . Dans ce cas la covariance entre  $v_{\tau}$  et  $v_{\tau+1}$  est  $\text{var}(v_{\tau})$ , et la variance de  $v_{\tau}$  pour  $\tau \geq t$  est  $\sigma_v^2 + (\tau - t) \sigma_{\varepsilon}^2$ . Des évaluations préliminaires montrent que les estimations pour une ou plusieurs périodes sont très semblables.<sup>10</sup>

10. Des estimations fondées sur plusieurs années consécutives et sur une estimation de  $\rho$  sont présentées dans STOCK et WISE [1990a]. Ces généralisations ont de faibles effets sur ces estimateurs.

# 4 Estimation des paramètres et simulations

## 4.1. Estimation des paramètres

Les estimateurs des paramètres pour les hommes sont donnés dans le tableau 1. Plusieurs spécifications de modèles sont présentées. La première

TABLEAU 1

### *Estimation des paramètres, 1980*

Paramètre	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
	Hommes		
$\gamma$ .....	0,583 (0,072)	0,523 (0,066)	0,376 (0,162)
$k$ .....	1,361 (0,250)	1,483 (0,303)	-
$r$ .....	0,111 <sup>a</sup>	0,014 (0,011)	0,018 (0,089)
$\sigma$ .....	0,105 (0,019)	0,156 (0,023)	0,121 (0,062)
$k_0$ .....	-	-	2,278 (0,566)
$k_1$ .....	-	-	0,573 (0,502)
$k_2$ .....	-	-	60,927 (0,878)
Vraisemblance.....	278,71	277,70	270,92
Taille de l'échantillon.....	1 000	1 000	1 000

<sup>a</sup> Valeur fixée.

$a$  a été estimée en fixant le taux d'escompte  $r$ , où  $\beta=1/(1+r)$ , à 0,11 soit  $\beta=0,90$ . Dans le second modèle,  $r$  a été estimé avec les autres paramètres. Les paramètres de ce modèle sont discutés en premier lieu. Le paramètre d'aversion pour le risque  $\gamma$  est égal à 0,523. Interprété de façon littérale, ceci signifie que l'équivalent certain de 10 000 \$ avec probabilité 0,5 et de 20 000 \$ avec probabilité 0,5 est 14 591 \$, et suggère que ces employés sont essentiellement neutres vis-à-vis du risque. L'utilité logarithmique est clairement rejetée par les données. La valeur estimée de  $k$ , 1,483, indique que dans la décision de retraite, il est un peu plus important de toucher un dollar de revenu lorsque l'on est à la retraite qu'en activité. Le rapport de l'utilité de retraite avec celle d'activité est  $[1,483 (B/Y)]^{0,523}$ . Il vaut 1 lorsque  $B/Y=0,67$ . Le taux d'escompte réel est estimé à 0,014. C'est une valeur

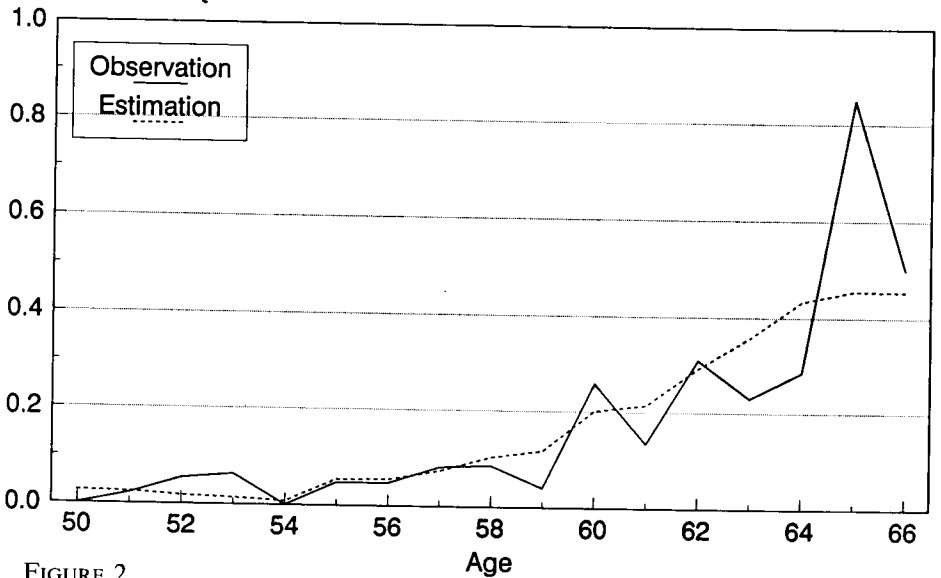
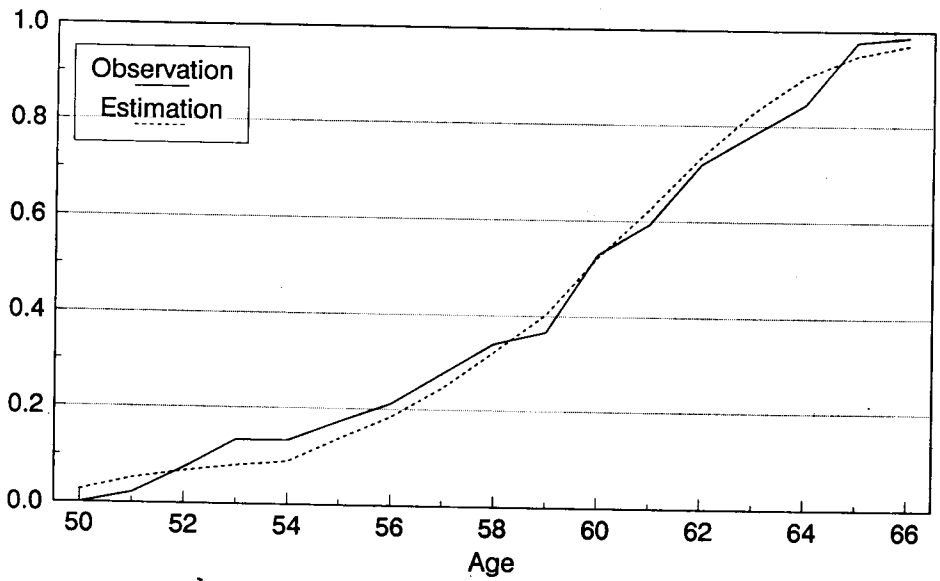


FIGURE 2

*Taux de retraite observés et estimés à partir du modèle 2, 1980.*

faible en comparaison de ce que nous avons déjà obtenu avec un tel modèle.<sup>11</sup>

Pour évaluer la qualité de l'ajustement, les taux de retraites prédits et réels sont comparés sur la figure 2. Le premier graphique montre la proportion de

11. Jusqu'à présent, les taux d'escomptes, basés sur d'autres populations d'employés avaient toujours été supérieurs à .15. Aussi n'avons nous pas attaché une grande importance au véritable taux estimé ici.

personnes employées à l'âge de 50 ans qui seraient toujours dans l'entreprise aux âges ultérieurs, sur la base des taux de hasard annuels de retraite, réels et prédits. Les taux annuels sont dans le tableau suivant. Le modèle s'ajuste généralement bien aux données, à deux exceptions près. Il surestime les taux de hasard entre 56 et 59 ans; par suite les taux cumulés sont quelque peu sur-évalués entre 55 et 65 ans. Les taux de retraite aux âges plus avancés, particulièrement à 65 ans, sont substantiellement sous-estimés. Tel qu'il est spécifié, le modèle ne peut pas s'ajuster à la fois pour les taux très élevés autour de 65 ans et les taux les plus bas pour les jeunes.

Comme on peut le voir dans la figure 1, les revenus salariaux et de retraite n'induisent pas un saut abrupt dans les retraites à 65 ans, par comparaison avec celui que la figure 2 suggère à 55 ans, par exemple. La plupart des employés de cette société ont pris leur retraite avant 65 ans, donc l'effet sur la retraite totale du taux de hasard à 65 ans est faible. Néanmoins, ces résultats ainsi que ceux de notre précédente estimation montrent tous un « effet de retraite ordinaire » ou « effet de retraite de Sécurité Sociale » à l'âge de 65 ans, et peut-être bien à l'âge de 62 ans, qui n'est pas dû à un changement abrupt dans les salaires ou pensions de retraite à cet âge particulier.<sup>12</sup> Nous proposons deux manières d'aborder ce problème.

La première consiste à paramétrer  $k$  en fonction de l'âge. La fonction d'utilité  $(k B_s(r))^y$  peut être interprétée comme l'utilité correspondante à un dollar de revenu à la retraite. Avec cette interprétation, sa valeur devrait croître avec l'âge, non pas que la valeur du dollar augmente mais parce que la retraite acquiert plus de prix. A revenu fixé, la retraite (le loisir) peut être plus intensément désirée lorsque l'âge augmente. Afin de prendre en compte cette possibilité,  $k$  a été paramétré de la façon suivante:  $k = k_0 / [1 + \exp(-k_1(A - k_2))]$ . Le rapport des utilités de retraite et d'emploi étant égal à  $[k(B_s/Y_s)]^y$ , si  $k$  est très petit la retraite sera peu probable même si  $B/Y$  est grand; si  $k$  est grand la retraite est probable même si  $B/Y$  est petit.

Les estimateurs correspondant au modèle 3 sont fournis dans le tableau 1. Utilisant les estimateurs de  $k_0$  et  $k_1$ , les valeurs de  $k$  aux âges 50, 55, 60, 65 et 70 sont 0,004, 0,074, 0,843, 2,077 et 2,265 respectivement, ce qui fait apparaître un désir croissant de retraite avec l'âge.

Comme le montre la figure 3, cette spécification s'ajuste très bien avec les taux réels de retraite. Par exemple, les proportions estimées de personnes employées à 50 ans et qui quittent l'entreprise sont maintenant virtuellement les mêmes que les proportions réelles jusqu'à l'âge de 63 ans: 0,17 contre 0,14 pour 55 ans, 0,53 contre 0,54 pour 60 ans, 0,72 contre 0,74 pour 62 ans.

La seconde manière d'aborder l'effet de la retraite « ordinaire » est d'introduire des termes d'erreurs spécifiques à l'âge, pour 62 et 65 ans. Comparée à l'approche précédente, cette méthode concerne directement les taux de

12. Les taux « réels » et les taux prédits sont estimés, sauf à l'âge de 65 ans, où les taux prédits sont toujours contenus dans une région de confiance de 95 % autour des taux réels.

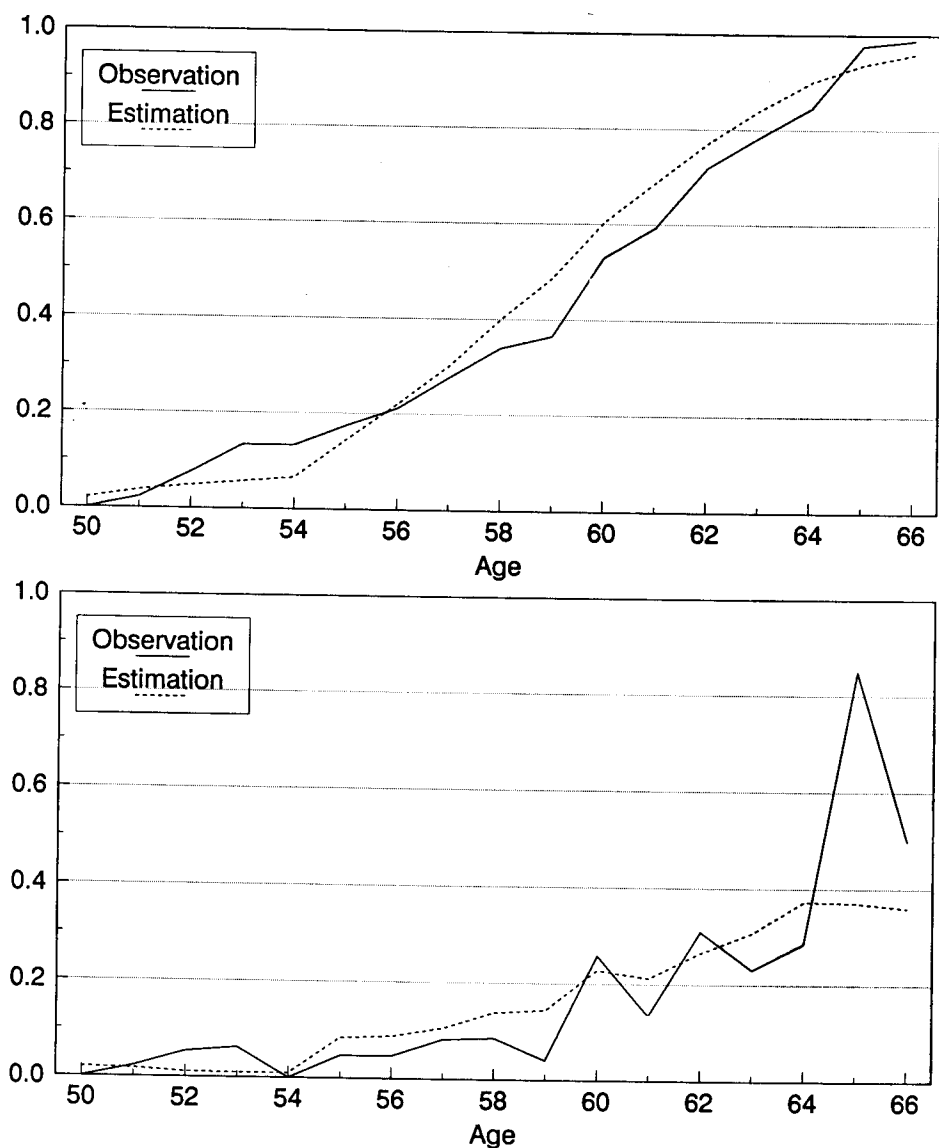


FIGURE 3

*Taux de retraite observés et estimés à partir du modèle 3, 1980.*

retraite apparemment grands et inexplicés à ces âges là. Bien que cette spécification s'ajuste aussi bien aux données, ces variables spécifiques à l'âge perdent leur interprétation quand les provisions incluent un changement dans l'âge de la retraite de la Sécurité Sociale. Les estimations fondées sur cette spécification ne sont pas présentées ici. Même la paramétrisation de  $k$  peut avoir une interprétation très limitée en terme de comportement. Aussi les simulations et les tests de validité prédictive du modèle présentés ci-dessous sont issues du modèle 2.

## 4.2. Simulations

Les simulations mettent en valeur l'effet du plan à fenêtre de la société. Tenant compte de l'âge et de l'ancienneté, les personnes âgées de 55 ans ou plus ont reçu une somme importante à condition qu'elles prennent leur retraite en 1982. Le montant du paiement allait de 3 à 12 mois de salaire. L'effet de tels plans est important en lui-même. De plus, la comparaison de nos prédictions avec les taux de retraite actuels de 1982, apporte des

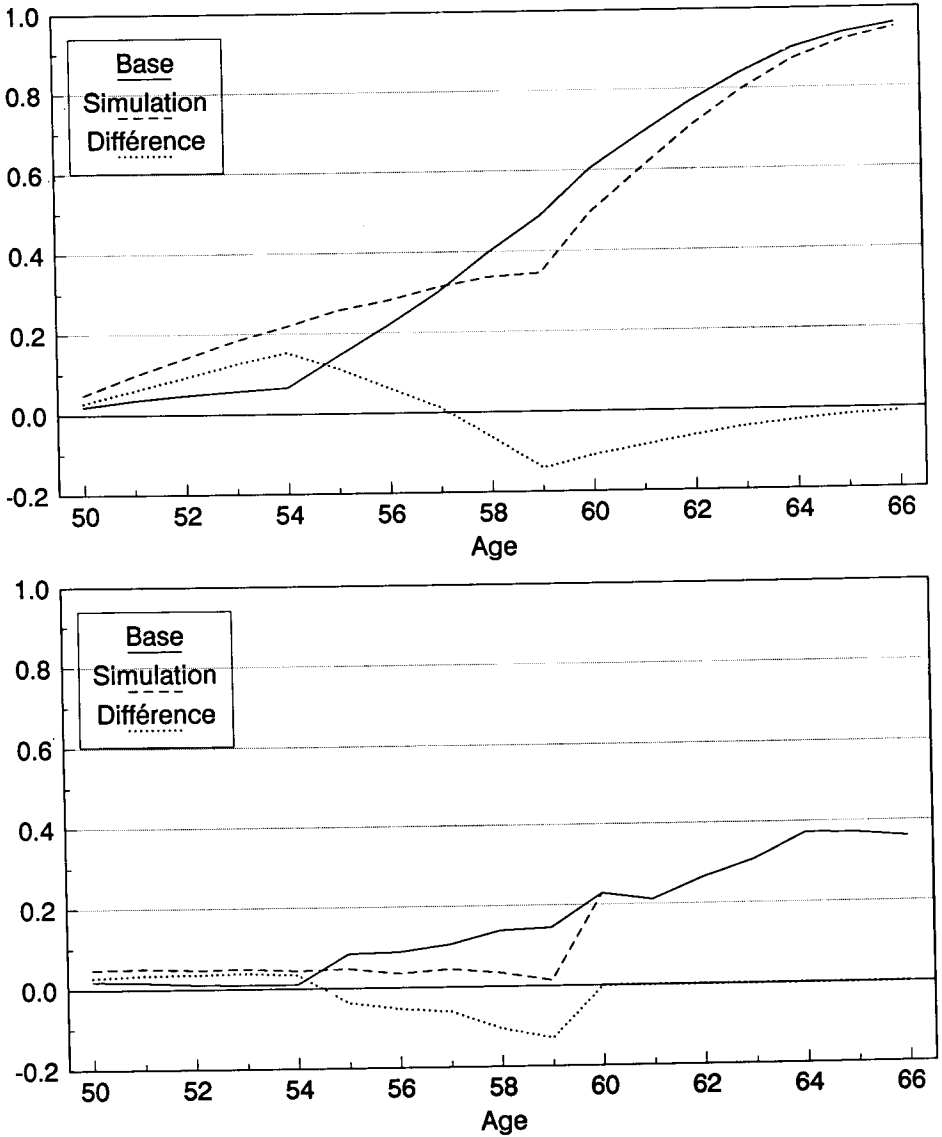


FIGURE 4

*Effet simulé en 1980 d'un allongement du premier âge de retraite (60 au lieu de 55), sur la base des estimateurs du modèle 2, 1980 (hommes).*

preuves des bonnes qualités prédictives de notre modèle. Afin de mettre en perspective l'ampleur des effets du plan à fenêtre, nous simulons d'abord l'effet découlant d'un allongement du premier âge de la retraite de 55 à 60 ans. Les deux modifications ont des effets très importants sur les comportements, le plan à fenêtre provoquant des retraites et l'allongement du premier âge prolongeant la participation de la force de travail. Les simulations sont basées principalement sur les estimateurs du modèle 2 pour 1980, reportés dans le tableau 1.

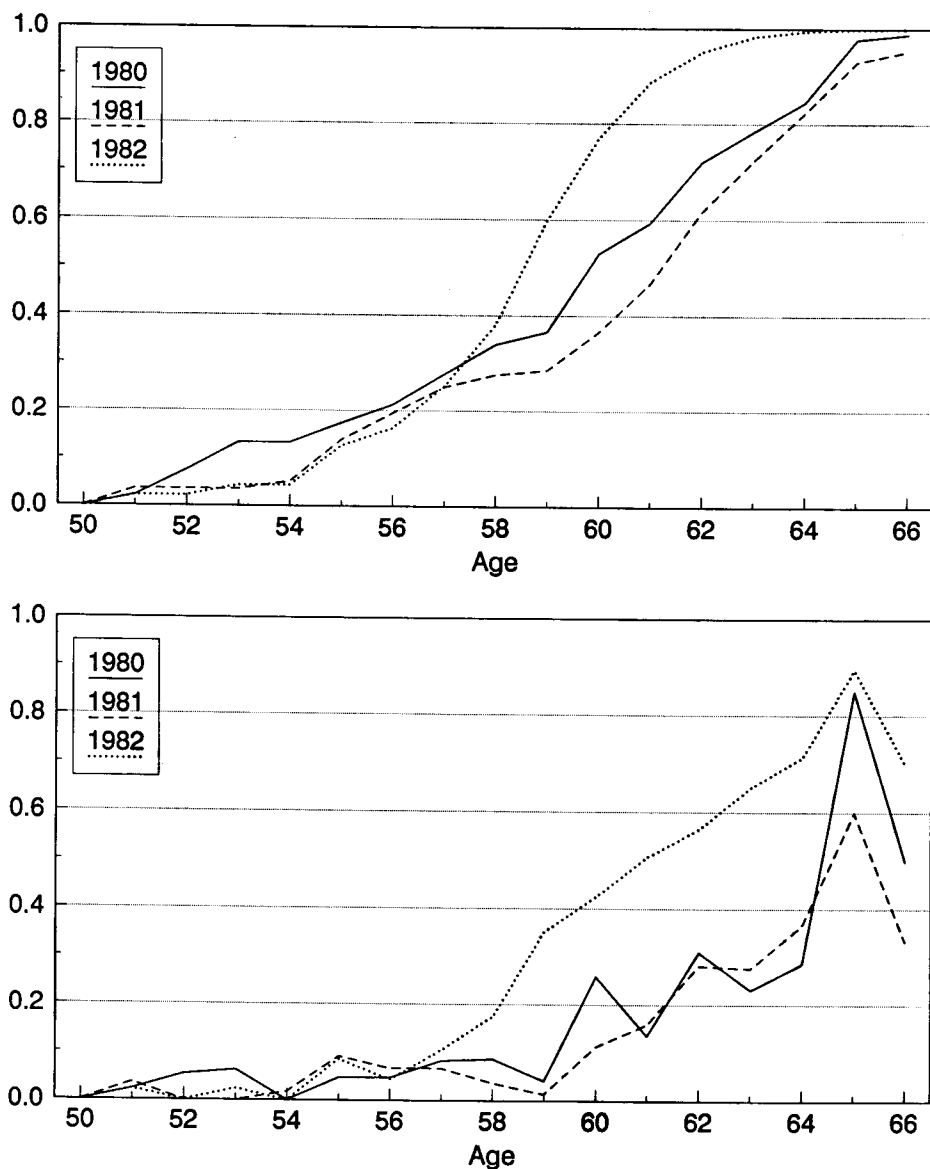


FIGURE 5

*Taux de retraite réels en 1980, 1981 et 1982 (hommes).*

#### **4.2.1. Allongement du premier âge de la retraite de 55 à 60 ans**

Il est évident d'après la figure 1 que l'allongement du premier âge de la retraite tend à prolonger l'emploi dans la société. Dans nos précédents papiers, nous avons simulé l'effet sur les salariés (vendeurs) d'allonger le premier âge de la retraite de 55 à 60 ans. Des calculs analogues sont effectués ici pour les employés de bureau hommes, avec d'abord l'intention d'obtenir un repère dans l'évaluation de l'effet du plan à fenêtre.

Les résultats sont présentés en figure 4. Alors que, près de 49 % des personnes employées à 50 ans quittent la société avant 60 ans, seulement 35 % environ quitteraient la société avant 60 ans si le premier âge de la retraite était à 60 ans, soit une réduction d'environ 28 %. De même, si le premier âge de la retraite était à 60 ans, une réduction à 55 ans ferait croître d'environ 39 % la proportion de ceux partis avant 60 ans.

#### **4.2.2. L'effet du plan à fenêtre**

Les effets du plan à fenêtre et les limites dans lesquelles le modèle les estime avec précision sont évalués par l'intermédiaire de plusieurs constatations connexes.

#### **Taux de retraite réels en 1980, 1981 et 1982**

Les taux de retraite réels pour ces trois années sont présentés sur la figure 5. Il est clair d'après ces données que les effets des plans à fenêtres ont été substantiels. Le plan à fenêtre n'a pas été annoncé avant sa date d'application. Ainsi, il ne devrait pas avoir existé d'anticipation de ce plan, conduisant à une retraite réduite en 1981 dans l'attente des conditions plus favorables de 1982. Bien que la courbe cumulative puisse donner l'impression que les taux de hasard ont chuté entre 1980 et 1981, ceux-ci étaient généralement très similaires pour ces deux années; les taux de 1981 étaient cependant plus élevés aux âges les plus jeunes, conduisant à des taux cumulatifs plus bas par la suite. Cependant, les employés les plus jeunes n'ont pas été concernés par le plan à fenêtre. Aussi la croissance ne reflète pas les anticipations du plan à fenêtre. Nos estimateurs des effets du plan sont considérés ensuite.

#### **Comparaison des taux simulés pour 1982 avec le plan normal et des taux de 1980**

Avant d'examiner l'effet du plan à fenêtre en 1982, nous considérons les prévisions des taux de retraite pour 1982 si le plan à fenêtre n'avait pas pris effet. Ces prévisions sont présentées en figure 6 et comparées avec les taux réels de 1980. D'après ces estimateurs, en l'absence de plan à fenêtre, les taux de retraite pour 1982 auraient été très proches de ceux de 1980. Par exemple, 52 % de personnes employées à l'âge de 52 ans avaient quitté la société avant 60 ans, sur la base des taux de hasard réels de 1980. De même en 1982, sans le plan à fenêtre, 52 % quitte la société avant 60 ans, selon les résultats simulés.



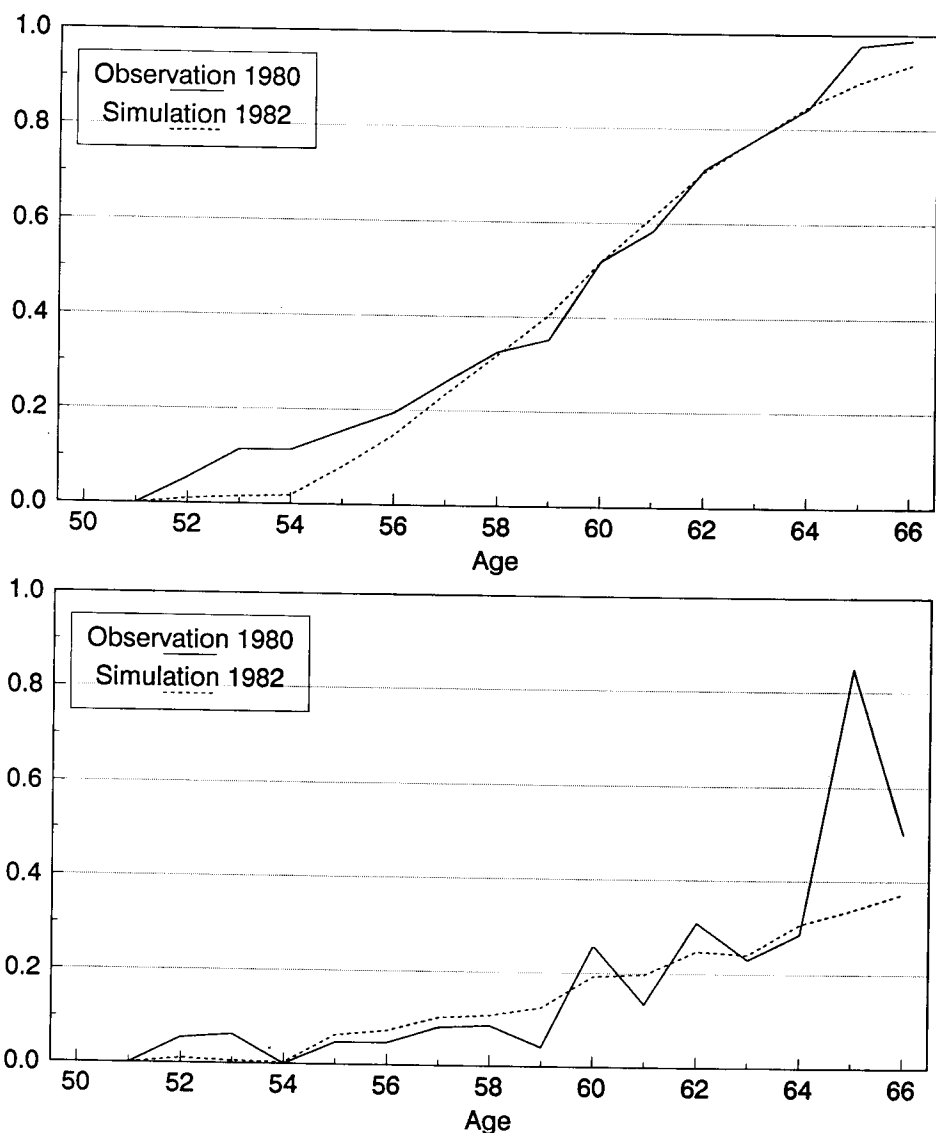


FIGURE 6

*Taux de retraite simulés en 1982 sur la base d'un plan usuel à provisions, à partir du modèle 2, estimé sur 1980, comparé aux observations de 1980.*

### Effets simulés du plan à fenêtre en 1982

L'effet simulé du plan en 1982 est montré en figure 7. Les taux simulés avec le plan normal constituent la situation de base. Les taux de retraite simulés avec le plan à fenêtre sont presque le double de ceux obtenus sans le plan dans certains cas. Par exemple, le taux de hasard simulé à 60 ans vaut 0,193 sans le plan et 0,364 avec. Parmi les personnes employées à 52 ans, environ 52 % prennent leur retraite avant 60 ans avec le plan normal;

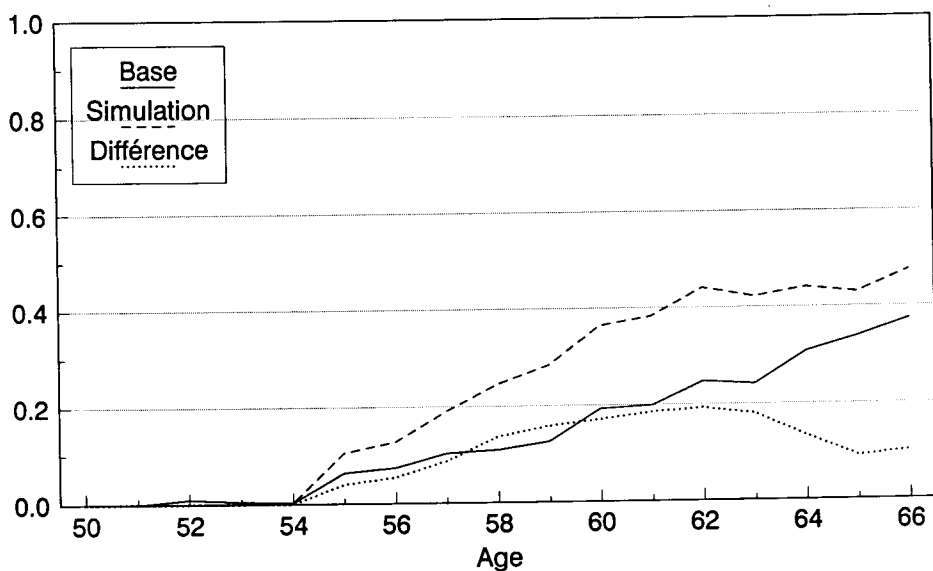
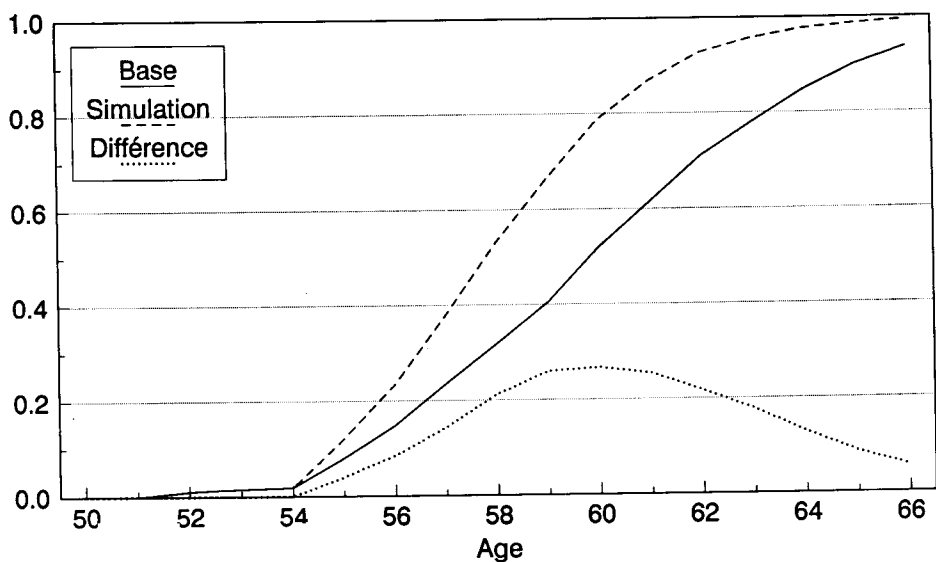


FIGURE 7

*Effet simulé en 1982 d'un plan à fenêtre en 1982 au lieu du plan usuel, sur la base des estimateurs du modèle 2, 1980 (hommes).*

sous l'effet du plan à fenêtre, presque 79 % la prendraient avant 60 ans, soit une augmentation de presque 50 %.<sup>13</sup>

13. La personne la plus jeune dans l'échantillon de 1982 étant âgée de 52 ans, les calculs cumulatifs commencent à cet âge là. Dans les autres cas on a ajusté les données de 1982 en utilisant les taux de retraite à 50 et 51 ans de 1980 ou 1981.

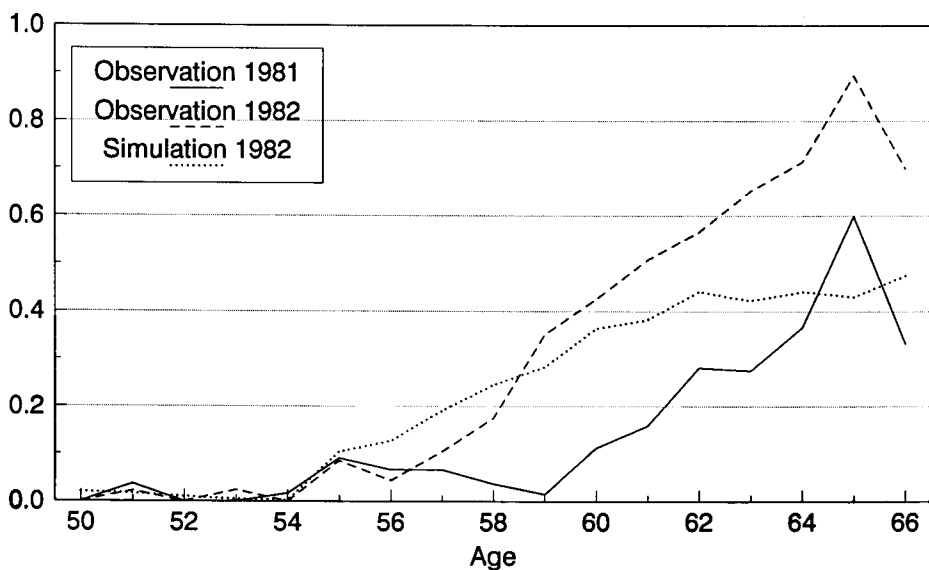
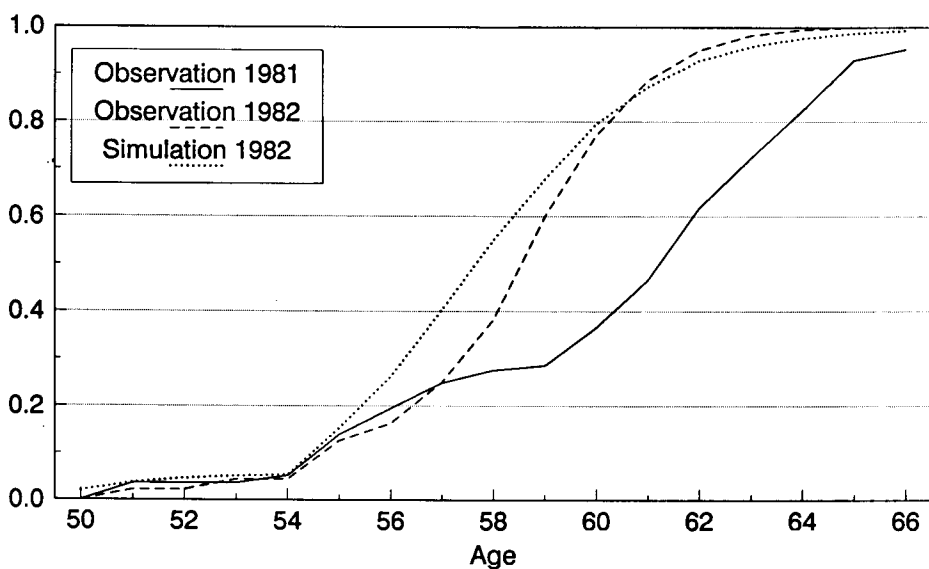


FIGURE 8 a

*Comparaison des taux de retraites observés en 1981 et 1982 et des taux simulés pour 1982 dans le cas d'un plan à fenêtre, sur la base des estimateurs du modèle 2, 1980 (hommes).*

Là encore, par son ampleur, l'effet du plan à fenêtre — qui procure rien moins qu'un an de salaire — est comparable à celui, simulé, de l'abaissement de 60 à 55 ans du premier âge de la retraite. Le plan à fenêtre accroît de façon spectaculaire la proportion de ceux qui quittent la société avant 60 ans; faire passer le premier âge de 60 à 55 ans, en le supposant initialement à 60 au lieu de 55 ans, procurerait une **augmentation** d'amplitude comparable de la proportion des partants avant 60 ans. Ainsi les deux

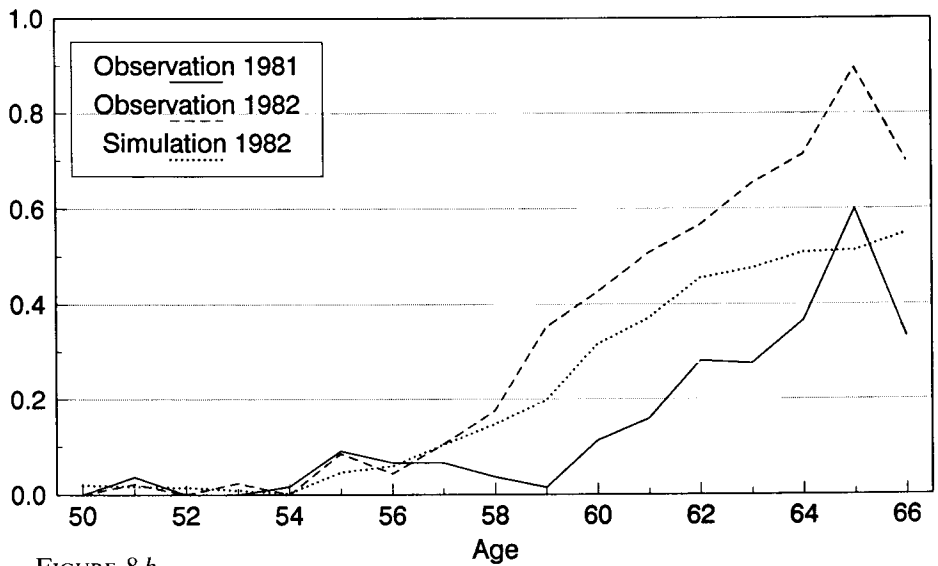
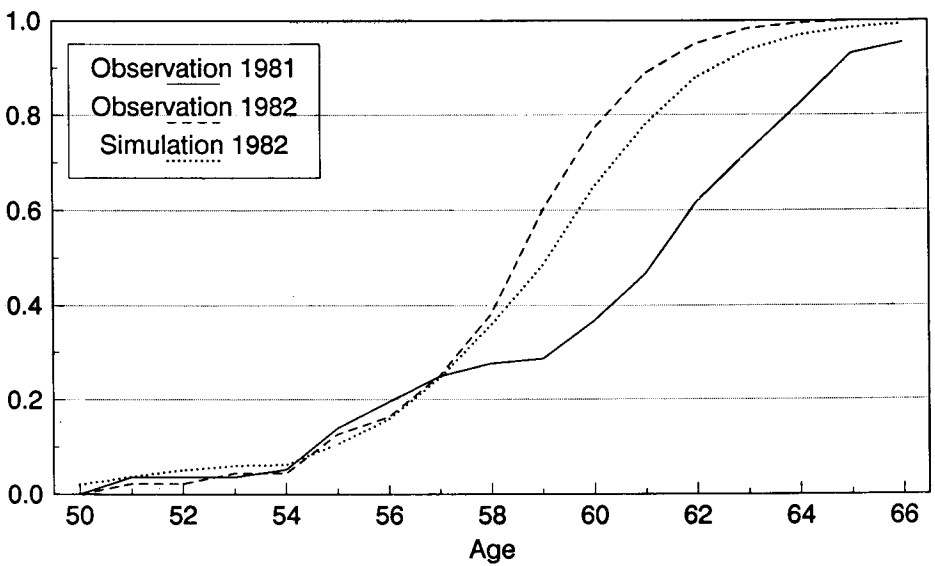


FIGURE 8 b

*Comparaison des taux de retraites observés en 1981 et 1982 et des taux simulés pour 1982 dans le cas d'un plan à fenêtre, sur la base des estimateurs du modèle 3, 1980 (hommes).*

calculs démontrent les effets très importants des dispositions du plan de retraite sur les décisions de retraite des employés. Le plan à fenêtre amplifie les effets déjà importants des dispositions de retraite avancée du plan usuel.

### Comparaison des taux de retraite simulés et réels pour 1982

L'analyse précédente montre que l'effet **simulé** du plan à fenêtre est important. La figure 5 montre que les taux de retraite **réels** en 1982 étaient

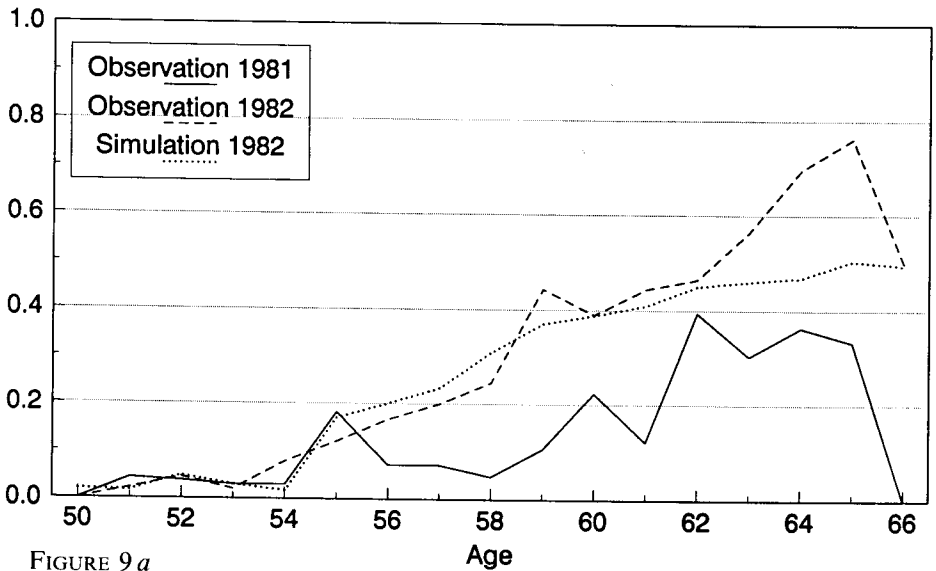
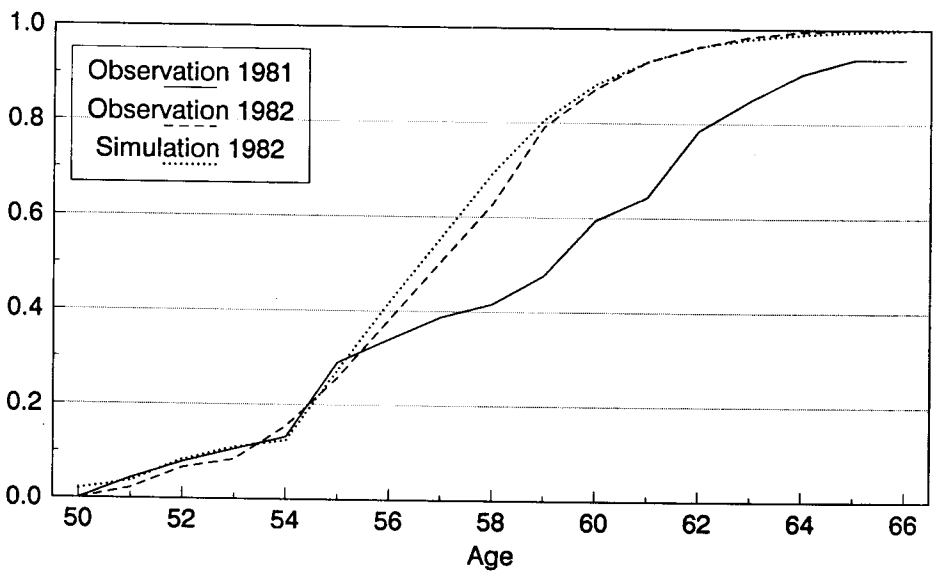


FIGURE 9a

*Comparaison des taux de retraites pour les femmes en 1981 et 1982 et des taux simulés pour 1982 dans le cas d'un plan à fenêtre, sur la base des estimateurs du modèle 2, 1980 (hommes).*

nettement plus importants que lors des deux années précédentes. Un bon test d'ajustement du modèle est sa capacité à prévoir les taux réels pour 1982, taux sensiblement différents de ce qu'ils auraient été sans le plan à fenêtre.

La figure 8a montre dans quelle mesure les taux de retraite simulés s'accordent avec les taux réels. En guise de rappel sur la manière dont le plan à fenêtre a changé le comportement typique de prise de retraite, les

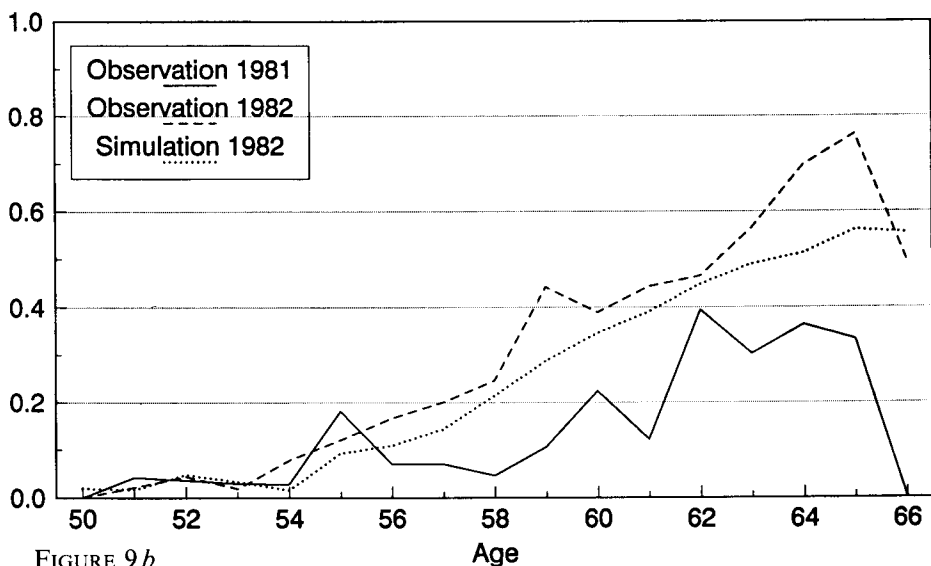
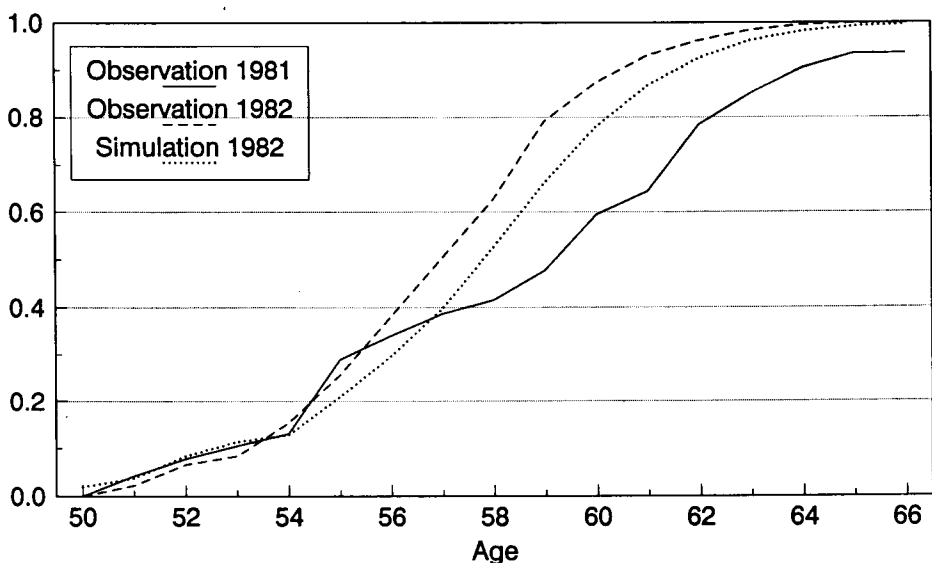


FIGURE 9 b

*Comparaison des taux de retraites pour les femmes en 1981 et 1982 et des taux simulés pour 1982 dans le cas d'un plan à fenêtre, sur la base des estimateurs du modèle 3, 1980 (hommes).*

taux réels de retraite sont aussi présentés. La figure du haut résume les résultats. En général la correspondance entre les deux est assez forte. La proportion simulée des employés de 50 ans qui partiraient avant 60 avec le plan à fenêtre est presque en accord avec la proportion réelle, 0,795 contre 0.770 respectivement. Les simulations surestiment cependant les taux de retraite annuels à 55 et 58 ans et les sous-estiment pour les âges plus avancés. La figure du bas le montre clairement. A titre de comparaison, les

prévisions du modèle 3, qui utilise l'âge pour paramétrer  $k$ , sont données figure 8 *b*. Avec ce modèle, le comportement de retraite des employés les plus jeunes recouvre pour l'essentiel les âges réels et les taux de retraite des employés plus âgés sont plus proches des taux réels que ceux déduits du modèle 2, bien qu'ils soient quelque peu sous-estimés. Au total, le modèle capte l'allure et l'amplitude des effets du plan à fenêtre, mais sous-évalue un peu les effets sur la faible proportion des employés qui resteraient sinon dans la société aux âges les plus élevés.

### **Estimations comparées pour les femmes en 1982 fondées sur les paramètres des hommes estimés pour 1980**

La figure 9 *a* donne une comparaison des taux de retraites pour les femmes en 1981 et 1982 et des taux simulés pour 1982 dans le cas d'un plan à fenêtre. A nouveau, il est clair que les prédictions du modèle captent l'amplitude des effets des plans à fenêtre sur les taux de retraite caractéristiques. Les prévisions pour les femmes fondées sur les paramètres estimés sur les données des hommes semblent plutôt plus proches que ne le sont les prévisions pour les hommes, présentées à la figure 8 *a*. Avant 1982, les taux de retraite des hommes et des femmes sont très proches.

Un résultat comparable découlant du modèle 3 est présenté à la figure 9 *b*. Les taux de retraite annuels pour les femmes déduits de ce modèle sous-estiment légèrement les réels. En conséquence, il en est de même pour les retraites cumulées.

Bien que le modèle avec  $k$  paramétré s'ajuste un peu mieux aux données que le modèle avec  $k$  fixe, il n'y a pas de différence apparente dans la qualité prédictive des deux spécifications.

## **5 Conclusion**

---

Les effets du plan à fenêtre sur les décisions de retraite des employés ont été estimés, sur la base des données issues d'une société importante : Fortune 500. Ces effets sont estimés avec le modèle de valeur d'option développé dans nos travaux antérieurs sur la retraite. Les résultats permettent de tirer les conclusions suivantes :

- Un plan à fenêtre qui procure des primes de retraite équivalentes à un an de salaire accroît de un à deux les taux de retraite annuels. Un tel plan, si on le laisse en place, fait augmenter de 50 % la proportion des personnes employées à 52 ans et qui prennent leur retraite avant 60.

- Les effets de ce plan à fenêtre sont comparables à ceux d'une réduction du premier âge de retraite de 60 à 55 ans, en supposant celui-ci initialement à 60 ans.

● Les prévisions du modèle avec plan à fenêtre correspondent très précisément aux taux réels. Ceci atteste la validité du modèle de valeur d'option, bien qu'il sous-estime le taux de retraite à 65 ans, évidemment parce qu'à cet âge il est habituel de prendre sa retraite.

## ● Références bibliographiques

- BULOW, J. (1981). — «Early Retirement Pension Benefits», *NBER Working Paper*, n° 654.
- BURKHAUSER, R. V. (1979). — «The Pension Acceptance Decision of Older Workers», in *Journal of Human Resources*, XIV (1), pp. 63-75.
- FIELDS, G. S. and MITCHELL, O. (1982). — «The Effects of Pensions and Earnings on Retirement: A Review Essay», in *Research in Labor Economics*, R. EHRENBERG (ed.), Greenwich, CT: JAL Press. Vol. 5, pp. 115-156.
- FIELDS, G. S. and MITCHELL, O. (1984). — *Retirement, Pensions and Social Security*, Cambridge, MA: MIT Press.
- HOGARTH, J. M. (1988). — «Accepting an Early Retirement Bonus: An Empirical Study», in *Journal of Human Resources*, XXIII (1), pp. 21-33.
- KOTLIKOFF, L. J. and WISE, D. A. (1985). — «Labor Compensation and the Structure of Private Pension Plans: Evidence for Contractual versus Spot Labor Markets», in *Pensions, Labor, and Individual Choice*, D. WISE (ed.), Chicago: University of Chicago Press, pp. 55-87.
- KOTLIKOFF, L. J. and WISE, D. A. (1987). — «The Incentive Effects of Private Pension Plans», in *Issues in Pension Economics*, Z. BODIE, J. SHOVEN and D. WISE (eds.), Chicago: University of Chicago Press, pp. 283-339.
- KOTLIKOFF, L. J. and WISE, D. A. (1988). — «Employee Retirement and A Firm's Pension Plan», in *The Economics of Aging*, D. WISE (ed.), Chicago: University of Chicago Press.
- LAZEAR, E. P. (1983). — «Pensions as Severance Pay», in *Financial Aspects of the United States Pension System*, Z. BODIE and J. SHOVEN (ed.), Chicago: University of Chicago Press.
- STOCK, J. H. and WISE, D. A. (1990 a). — «The Pension Inducement to Retire: An Option Value Analysis», in *Issues in the Economics of Aging*, D. WISE (ed.), Chicago: University of Chicago Press, pp. 205-224.
- STOCK, J. H. and WISE, D. A. (1990 b). — «Pensions, The Option Value of Work, and Retirement», in *Econometrica*, Vol. 58, n° 5, September, pp 1151-1180.