

La baisse tendancielle des rentes réduit-
elle la demande d'épargne retraite ?
Leçons tirées d'une réforme
des tables de mortalité

Alexis DIRER

LEO, Université d'Orléans

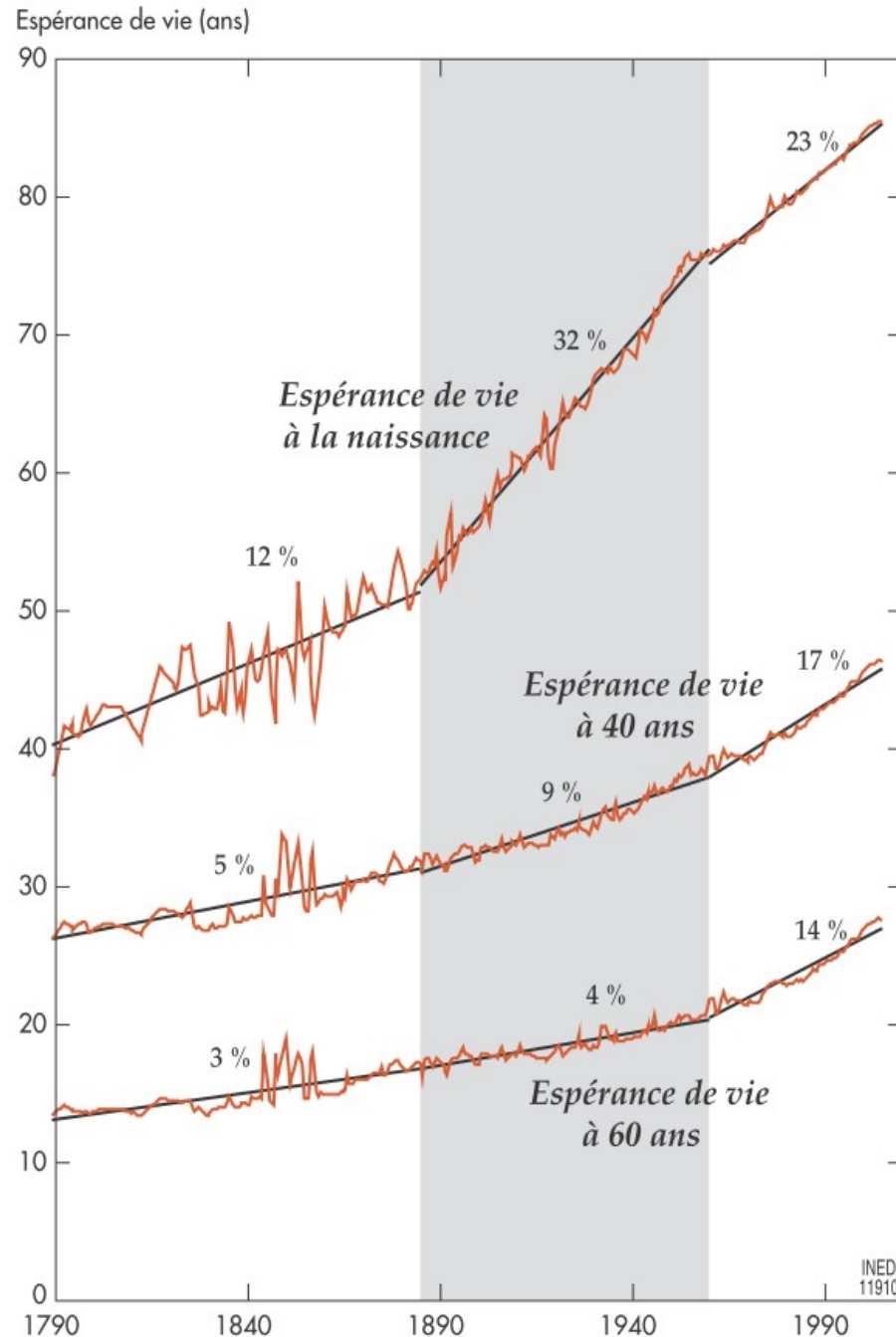
Co-écrit avec Rim Ennajar-Sayadi

Journée Risque, Université d'Orléans

5 juin 2012

Le contexte de l'étude

- Allongement de l'espérance de vie



Meilleurs scores observés annuellement pour l'espérance de vie féminine à la naissance, à 40 ans et à 60 ans (1790-2005)

Sources : Ined (2010)

Lecture : une pente de 10 % signifie que l'espérance de vie augmente d'un dixième d'année chaque année

Le contexte de l'étude

- Baisse des pensions publiques
- Développement des plans d'épargne retraite privées (produits de capitalisation)
- Exemples : PREFON, Madelin, PERP
- Principes similaires aux pensions publiques : fiscalité proche des cotisations retraites (déduction du revenu imposable et taxation des rentes), conversion du capital en rentes = revenu garanti jusqu'au décès

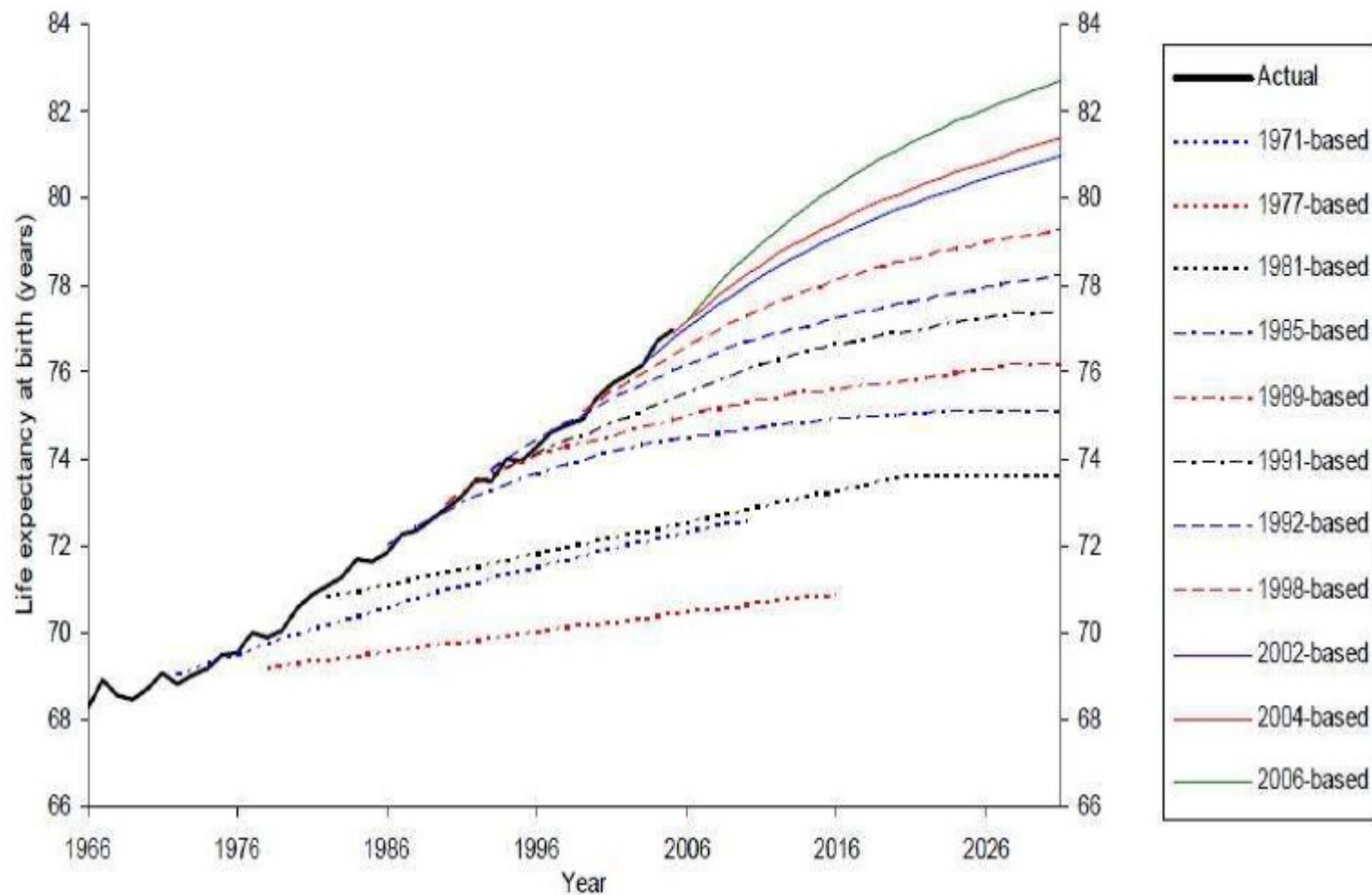
Quelques chiffres

	Nombre d'adhérents	Encours (milliards d'euros)
PERP	2,1 M (2010)	6,5 (2010)
Contrats Madelin	921 000 (2010)	18,4 (2010)
PREFON	370 000 (2010)	10 (2010)
PREFON, COREM, CRH, FONPEL, CAREL		16 (2008)

Le contexte

- Risque de longévité : risque que l'allongement de l'espérance de vie fait peser sur le financement de la retraite
- L'évolution future de l'espérance de vie est fondamentalement incertaine
- l'espérance de vie a toujours été supérieure aux prévisions, ...
- ... jusque là

Actual and projected male period life expectancy at birth, UK, 1966-2031



Les conséquences pour le marché de l'épargne retraite

- L'allongement de l'espérance de vie impacte les comptes des assureurs privés, ...
- lesquels réduisent les rentes à capital donné
- D'où une baisse du taux de conversion : fraction du capital transformé en rente annuelle

Mécanisme de réduction des rentes

- Principe de tarification :
- La somme actualisée espérée des rentes A_t doit être égale au capital converti W_0 :

$$W_0 = \sum_{t=0}^T \frac{p_t}{(1+r^*)^t} A_t$$

- Taux de conversion pour la première rente :

$$\frac{A_0}{W_0} = \left(\sum_{t=0}^T \frac{p_t}{(1+r^*)^t} \right)^{-1}$$

Mécanisme de réduction des rentes

- Le taux de conversion est fortement contraint par la réglementation :
- Dépend des probabilités de survie p_t : données dans une table de mortalité fixée réglementairement
- Les assureurs révisent les rentes à la baisse en remplaçant les tables de mortalité par d'autres plus optimistes sur l'espérance de vie

Evolution des tables réglementaires

	Avant 1985	1985- 1993	1993- 2007	Depuis 2007	
table légale	PF 60/64	TV73/ 77	TPRV 93	TGH05	TGF05
caractéristique	mixte	mixte	mixte	H	F
taux de conversion* (%)	6,04	5,64	4,02	4,03	3,53

*Génération née en 1952, taux technique de 0%

Comment les assureurs gèrent le risque de longévité ?

- La révision régulière des tables de mortalité reporte le risque de longévité sur les assurés
- Phénomène de « baisse tendancielle des rentes »

Problématique

- Comment les épargnants réagissent à cette baisse ?
- Plusieurs cas :
- S'ils réduisent leur demande de rentes, cela renforce l'effet de la baisse des taux de conversion sur les rentes futures
- Si la demande augmente, cela peut compenser la baisse tendancielle des rentes

Deux marges de réaction

- Une marge extensive sur le nombre de contrats vendus
- Une marge intensive sur les niveaux versés dans les plans d'épargne

Méthodologie

- Réforme des tables de mortalité de 2007 : les taux de conversion ont baissé pour les femmes (d'environ 10 %) mais sont restés à peu près constants pour les hommes, en particulier les hommes seuls.
- Approche « quasi-expérimentale » :
- impact de la réforme sur la demande des femmes (le « groupe traité ») en contrôlant par la demande des hommes (le « groupe témoin »).

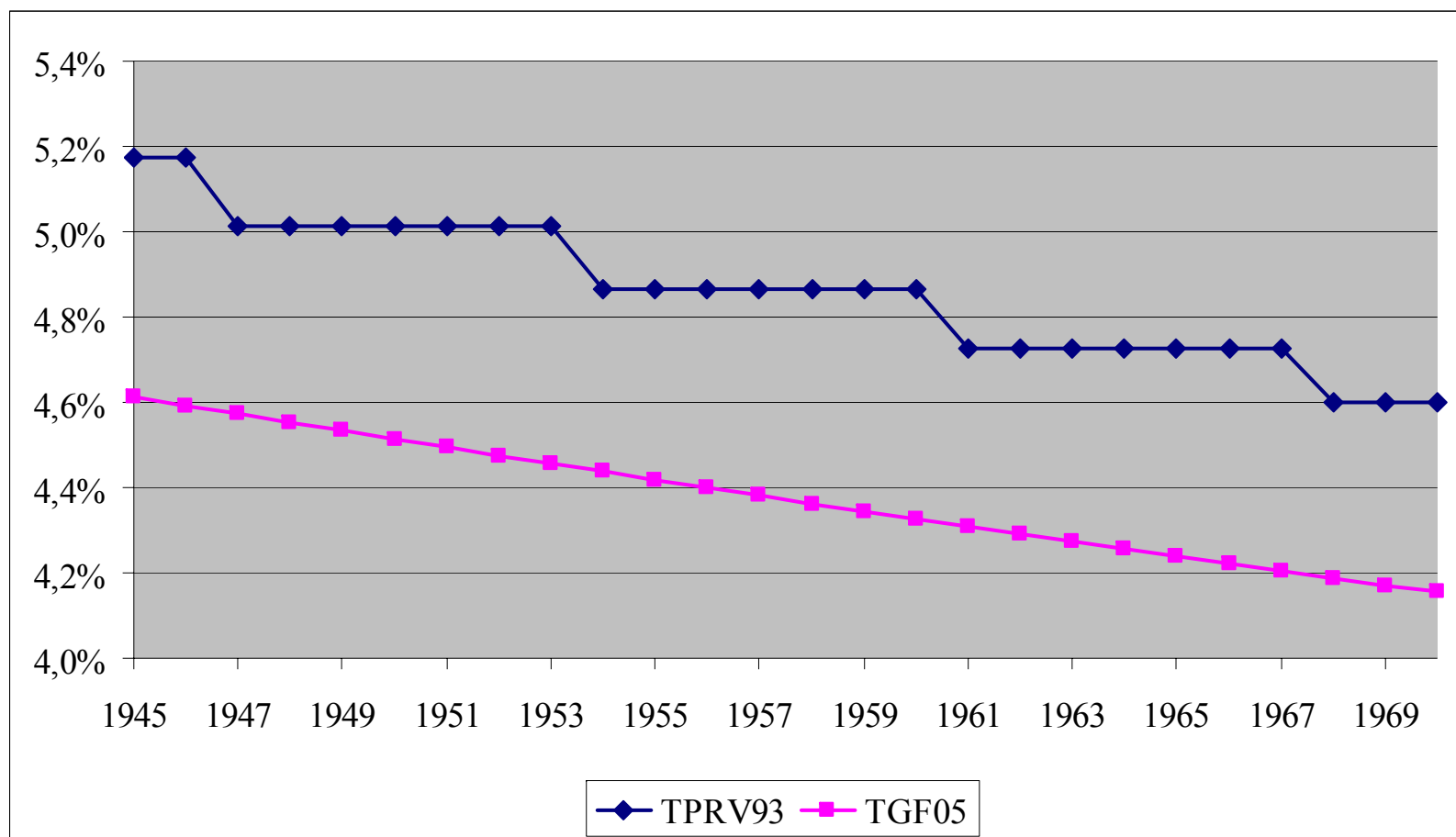
Plan

1. Présentation des grandes lignes de la réforme
2. La base utilisée
3. L'impact sur les ventes de contrats
4. L'impact sur les versements
5. Questions méthodologiques
6. Conclusion

La réforme des tables

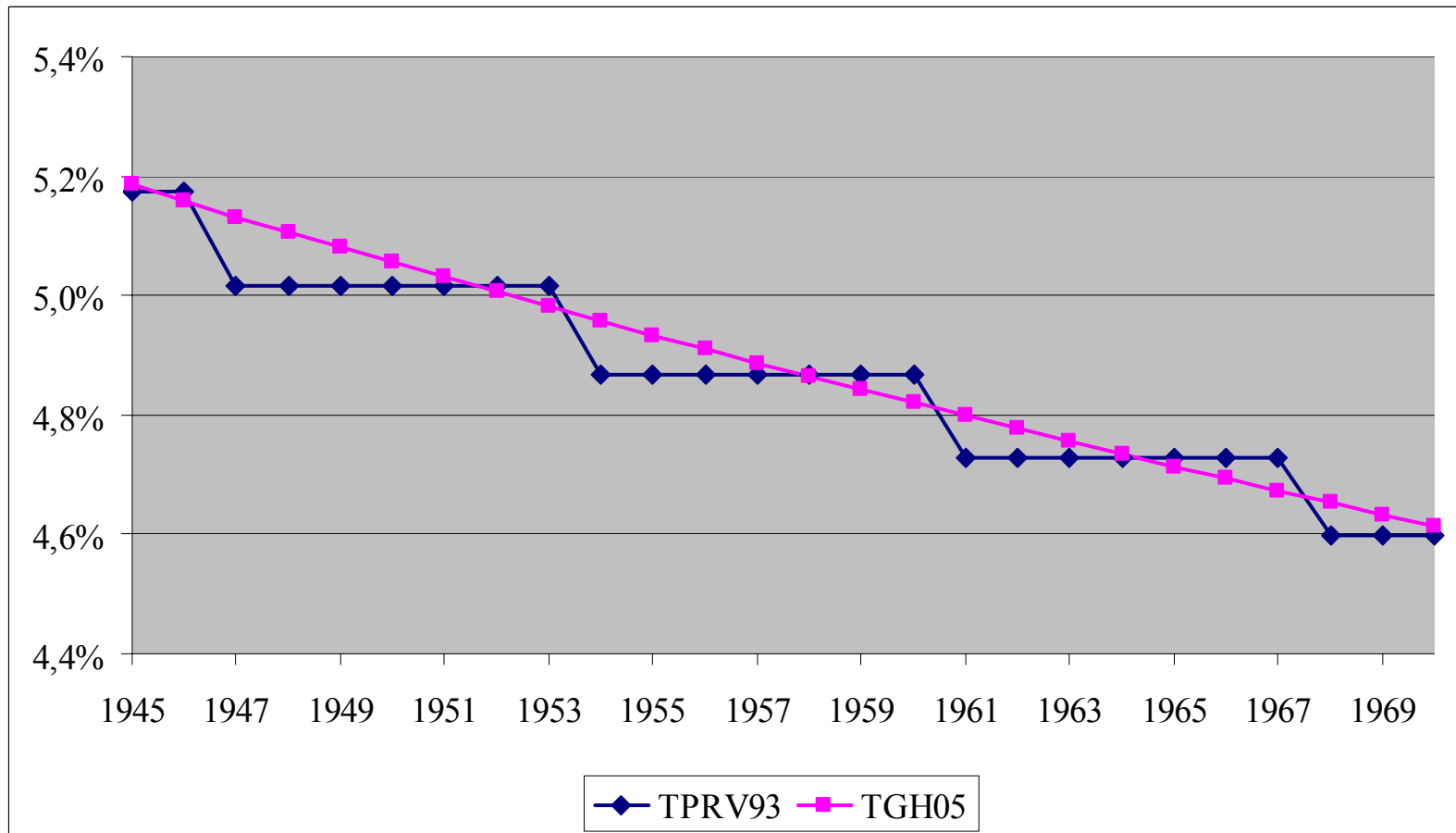
- Passage de la table TPRV93 à deux tables :
- TGF05 pour les femmes
- et TGH05 pour les hommes

L'impact sur la population féminine : les taux de conversion selon la date de naissance



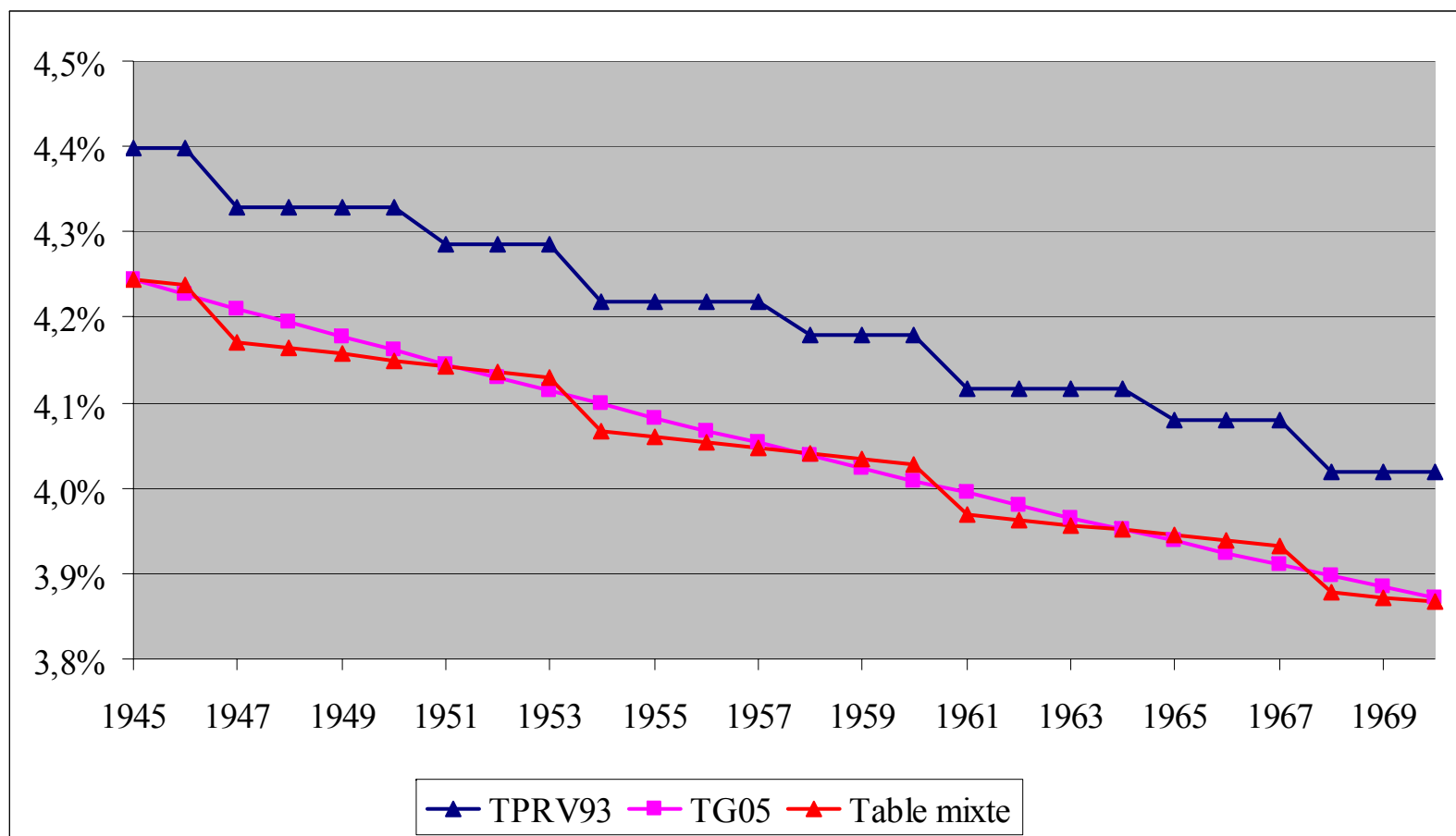
Hypothèses d'un âge de conversion de 65 ans, d'un taux technique de 1,5 % et d'absence de réversion au conjoint survivant.

L'impact sur la population masculine : les taux de conversion selon la date de naissance



Hypothèses d'un âge de conversion de 65 ans, d'un taux technique de 1,5 % et d'absence de réversion au conjoint survivant.

L'impact sur les hommes avec réversion à 60 %

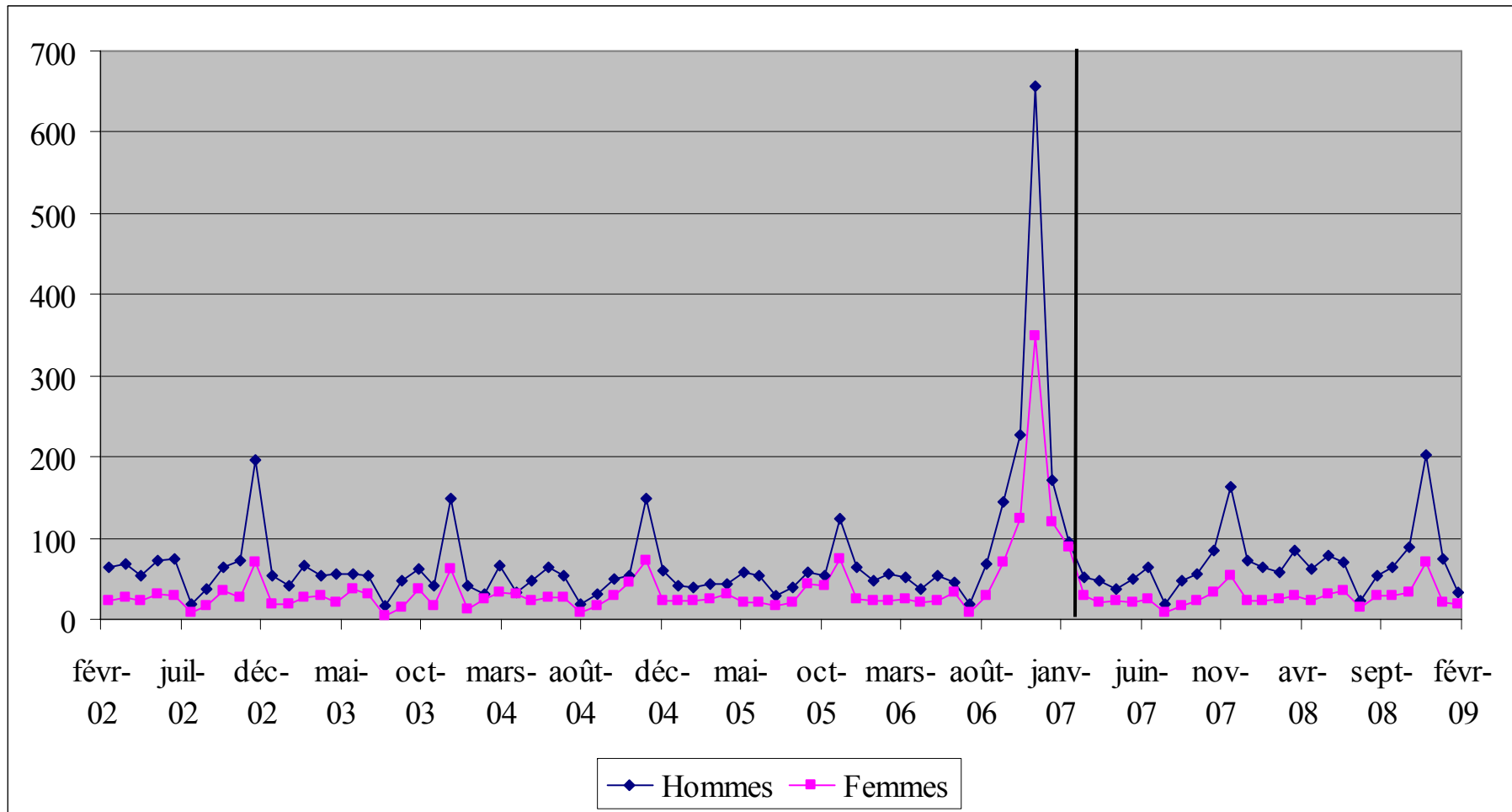


Hypothèses d'un âge de conversion de 65 ans, d'un taux technique de 1,5 % et d'une réversion de 60 % de la rente à une femme trois ans plus jeune.

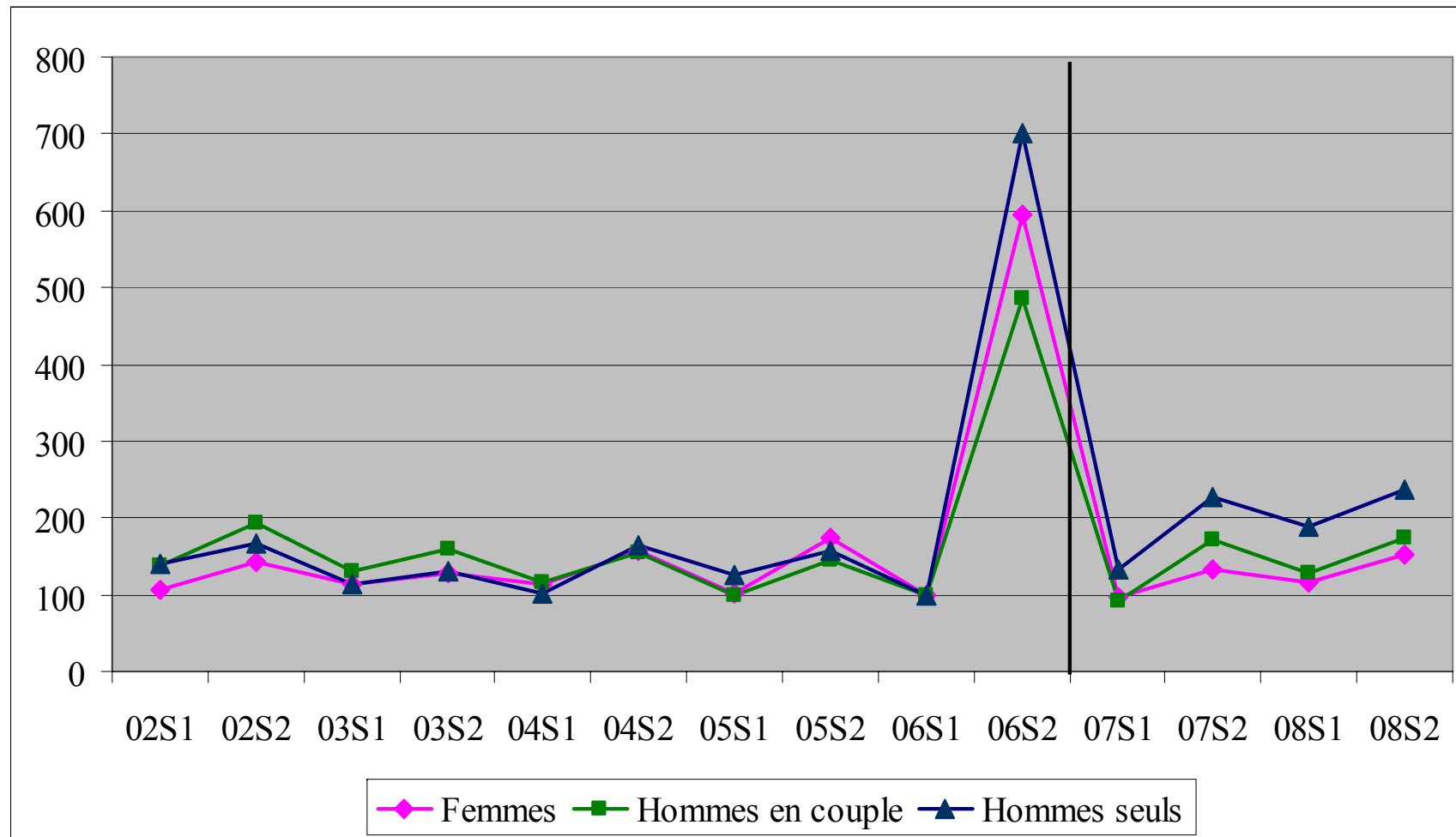
La base de données

- Ensemble des souscriptions de contrats Madelin ouverts auprès d'une grande compagnie d'assurance entre mars 2002 à avril 2009.
- Informations sur les souscripteurs : sexe, année de naissance, département d'habitation, catégorie professionnelle et segmentation marketing
- Sur les contrats : canal de distribution, mois et année d'ouverture du contrat, mois et année du versement, montants versés, part investie en actifs risqués

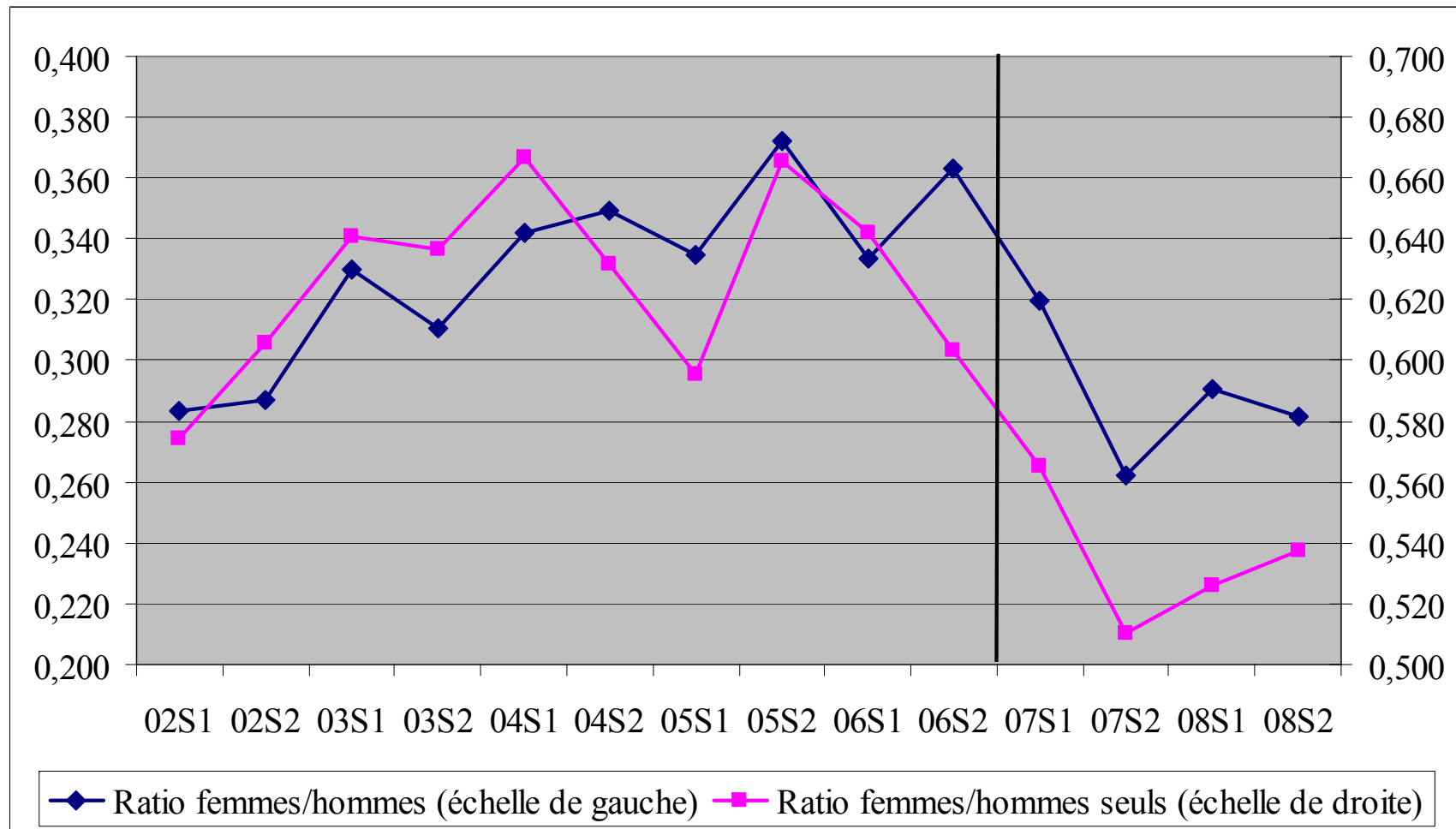
L'impact sur les ventes de contrats



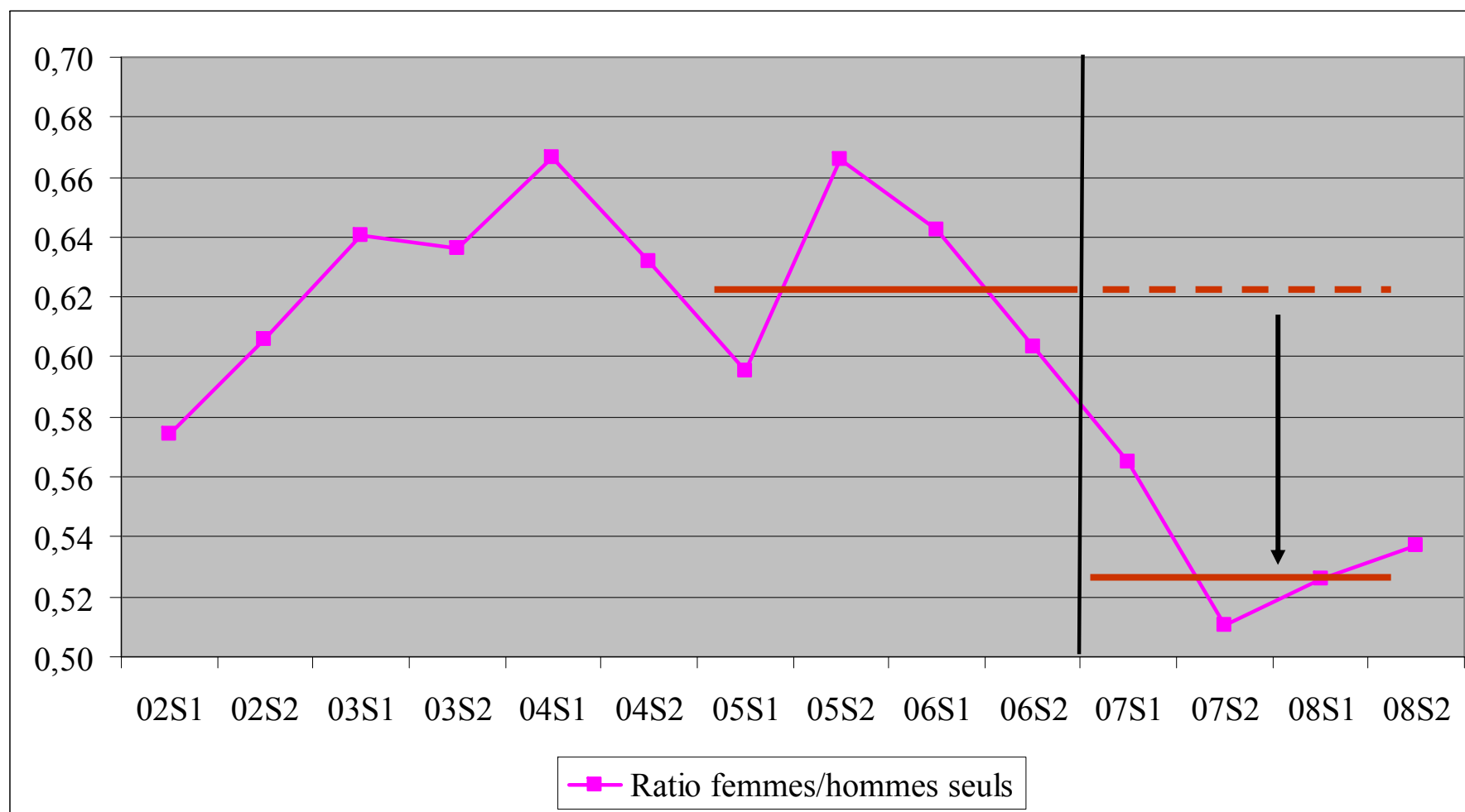
Base 100 6 mois avant l'application de la réforme



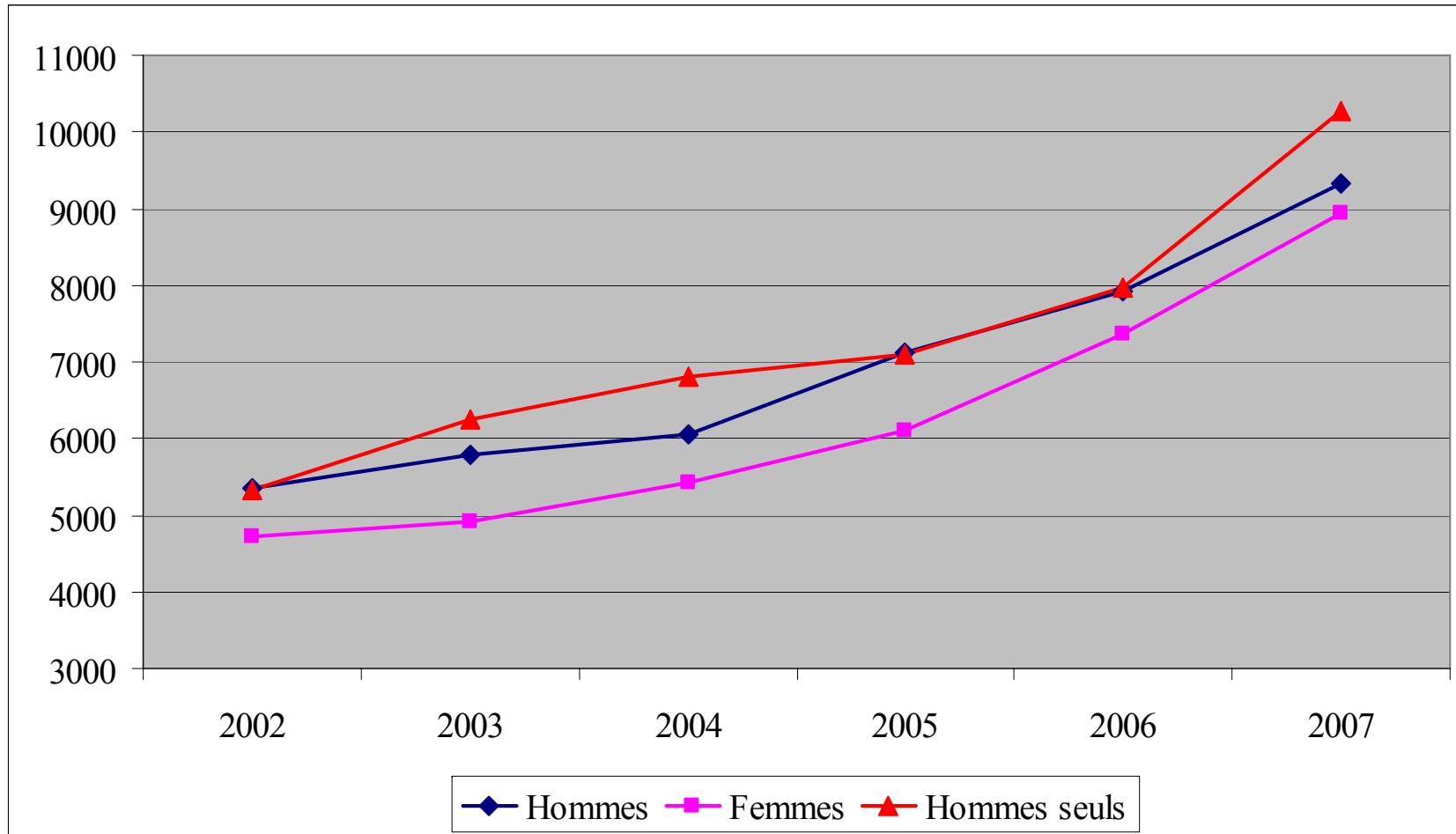
Ratios femmes / hommes et femmes / hommes seuls



Une baisse d'environ 10 points du ratio



L'impact sur les versements



Problèmes méthodologiques

- Le problème du pic de demande avant la date d'application de la réforme :
- les épargnants ont massivement acquis un contrat sous les anciennes conditions afin d'éviter les nouvelles conditions
- Parallèle avec les essais cliniques :
- Une partie du groupe traité (ici les femmes) évite le traitement

Problèmes méthodologiques

- d'où un biais d'attrition avec deux conséquences potentielles :
 - 1) le pic de demande peut assécher la base de clientèle post-réforme et majorer l'impact négatif sur les ventes de contrats
 - 2) les caractéristiques des individus qui évitent le traitement peuvent être corrélés avec la propension à verser (effet de composition sur la demande post-réforme)

Problèmes méthodologiques

- Sur le premier biais :
- le pic de demande des hommes a été aussi fort que celui des femmes : le groupe témoin contrôle l'effet d'assèchement
- Les ratios femmes-hommes et femmes-hommes seuls restent stables le dernier semestre avant la réforme, période du pic

Le biais de composition

- Sur le biais potentiel de composition sur les montants versés :
- On contrôle dans les régressions de versement par les variables observables :
- sexe, indicatrices d'âge (46-50, 51-55, 56-60, >60), situation familiale, catégorie professionnelle, indice de revenu, de patrimoine, part d'actions détenues dans le plan, canal de distribution, de département de résidence

Plus des tests de robustesse

- $Z_i = 1$ si la souscription a lieu les douze mois précédant la réforme et 0 sinon

- Modèle linéaire :

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 \text{Homme} \times X_i = \varepsilon_i$$

- Et modèle logit
- Résultats : peu d'effets de composition touchant les femmes et également peu de différences dans les effets de composition des hommes par rapport à ceux des femmes.

Conclusion quels effets de la réforme sur la demande ?

- Un effet discernable sur la demande contrats mais un effet inverse pré-réforme au moins aussi fort
- Pas d'impact sur les niveaux versés : une baisse de 10 % des taux de conversion se traduit par une baisse de même ampleur des rentes futurs versées