

De la théorie à une enquête méthodologique originale

Luc Arrondel, André Masson et Daniel Verger*

La théorie *standard* de l'épargnant – qui suppose une actualisation « exponentielle » des utilités futures jusqu'au terme de l'existence et qui se réfère, en avenir risqué, au critère de l'espérance de l'utilité – ne retient que deux paramètres de préférence pour expliquer les comportements patrimoniaux : l'aversion – relative – à l'égard du risque et le taux de dépréciation du futur. L'inadéquation manifeste des prédictions de cette théorie avec l'observation a conduit à l'élaboration de modèles *non standard* plus réalistes – utilité non espérée, actualisation « hyperbolique », etc. Cependant, ces modèles doivent multiplier les paramètres de préférence indépendants pour pouvoir s'accorder aux données de laboratoire ou d'enquêtes : cette prolifération aboutit, au plan empirique, à une impasse.

C'est pourquoi on adopte une voie moyenne qui privilégie encore deux paramètres de préférence « pivots », l'un par rapport au risque, l'autre par rapport au temps, mais dont les définitions s'éloignent du cadre standard. Le paramètre pour le risque caractérisera l'*attitude* générale à l'égard du risque plutôt que l'aversion proprement dite ; de même, la préférence de long terme pour le présent se verra bordée de deux autres types de paramètres, mesurant l'un l'*impatience* sur le court terme, l'autre l'*altruisme* pour sa descendance.

Corrélativement, l'approche empirique adoptée s'avère à la fois qualitative et éclectique. Avertis des déboires qu'ont connus les expériences anglo-saxonnes existantes, on propose des mesures purement *ordinales* des préférences, baptisées « scores », qui synthétisent les réponses de l'enquêté à une multitude de questions le plus souvent concrètes et de toute nature – comportements, opinions, projets, etc. – et couvrant un large éventail de domaines – consommation, santé, travail, gestion financière, famille, retraite, etc.

* Luc Arrondel appartient au CNRS et à PSE (ex-Delta), André Masson au CNRS, à l'EHESS et à PSE (ex-Delta), Daniel Verger à l'Unité Méthodes statistiques de l'Insee.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les auteurs remercient François Bourguignon, Michèle Cohen, Stéfan Lollivier, Jean-Marc Tallon pour leurs remarques et conseils sur des moutures successives de cet article ou lors de séminaires à Paris-Jourdan ou à la Maison des Sciences Économiques (Université de Paris-I). Les commentaires de deux rapporteurs anonymes leur ont également été très utiles.

Lorsque l'on cherche à expliquer la diversité des comportements patrimoniaux des ménages par l'hétérogénéité de leurs préférences, une question préalable s'impose :

En matière de préférences, les enseignements de la théorie de l'épargnant se résument-ils vraiment à faire dépendre ses choix d'accumulation et de placements financiers de deux paramètres, le degré d'aversion pour le risque et le taux de dépréciation du futur ?

Selon un cheminement dialectique, on peut répondre successivement :

- dans une première partie, par l'affirmative : c'est effectivement ce que propose la théorie standard (c'est-à-dire la maximisation de l'utilité additive espérée, actualisée à taux constant), définie plus précisément ci-après ;

- puis, dans les trois suivantes, par la négative : l'inadéquation aux faits des prédictions des modèles standard conduit à proposer des extensions – utilité non espérée, incohérence temporelle des choix – certes plus réalistes mais qui engendrent une profusion incontrôlable de paramètres de préférence qu'il faudrait pouvoir estimer indépendamment les uns des autres ;

- enfin, dans la dernière partie, plutôt par l'affirmative, mais avec des réserves : en conjuguant parcimonie et réalisme, il est possible, sous certaines conditions, de se ramener à deux paramètres principaux, relativement proches de ceux de la théorie standard, quitte à introduire d'autres préférences à l'égard du temps (impatience, altruisme).

L'article comprend ainsi deux volets. Le premier constitue essentiellement une analyse critique des développements théoriques des modèles de cycle de vie et de la littérature afférente, concernant l'identification et la mesure des préférences individuelles concernées.

Le second souligne, par comparaison, les spécificités de la démarche adoptée et justifie les choix méthodologiques effectués. On retient ainsi un seul paramètre pour le risque, mais ce dernier caractérisera l'attitude générale à l'égard du risque plutôt que l'aversion proprement dite ; de même, la préférence de long terme pour le présent se verra bordée de deux autres types de paramètres, mesurant l'un l'impatience sur le court terme, l'autre l'altruisme pour sa descendance. Corrélativement, l'approche empirique adoptée s'avère à la

fois qualitative et éclectique. Avertis des déboires qu'ont connus les expériences anglo-saxonnes précédentes, on propose des mesures purement *ordinales* des préférences, fondées sur une multiplicité de questions, le plus souvent concrètes, de toute nature et couvrant un large éventail des domaines de la vie (1).

Ces mesures se présentent sous forme de *scores*, indicateurs synthétiques représentatifs de l'ensemble des réponses fournies par l'enquêté à la série de questions supposées révéler l'une ou l'autre préférence. La multiplicité des interprétations possibles de nombre de ces questions crée, sur ce point, une difficulté : un soin particulier a été apporté à la procédure d'affectation de chacune d'entre elles à tel ou tel indicateur – de « risquophobie », d'impatience, de préférence temporelle, ou d'altruisme – ou encore à plusieurs simultanément, sachant que cette affectation relève, pour une large part, de décisions *a priori*.

La conclusion annonce les résultats prometteurs auxquels aboutit cette étude : certes coûteux, le détour par l'élaboration de scores dérivés de multiples questions hétérogènes s'avère fructueux. Le revers de la médaille est que l'analyse perdrait beaucoup de son intérêt si l'on tentait un raccourci intempestif, en voulant fonder l'évaluation des préférences sur un nombre minimal d'informations – c'est-à-dire sur quelques questions que l'on espérerait judicieusement choisies.

La théorie *standard* de l'épargnant sur le cycle de vie

Comment la théorie microéconomique *standard*, représentée par l'hypothèse de cycle de vie, traite-t-elle de l'influence des préférences propres de l'épargnant sur ses comportements d'accumulation et de placement au cours de l'existence ? On qualifie de *standard* les formalisations, reposant sur des préférences homothétiques, qui retiennent comme critères à maximiser : en situation de certitude, une somme actualisée, sur la durée de l'existence, des utilités (cardinales) instantanées – critère DU (*discounted utility*) ; en avenir incertain, l'espérance de l'utilité – critère EU (*expected utility*).

1. Voir le questionnaire méthodologique reproduit à la fin de ce dossier.

Les propriétés que ces modèles de cycle de vie confèrent à la fonction d'utilité intertemporelle, U_i , que l'agent i , supposé rationnel, est censé maximiser, permettent en substance de se ramener à deux paramètres individuels, *a priori* indépendants : le degré d'aversion – relative – à l'égard du risque, soit encore l'inverse de l'élasticité intertemporelle de substitution ; et la préférence temporelle pour le présent, qui réduit d'autant l'horizon décisionnel de l'épargnant.

Introduisons tout d'abord ces propriétés de la fonction d'utilité qui découlent des caractères distinctifs prêtés au comportement de l'épargnant du cycle de vie ; elles sont justifiées plus amplement dans l'encadré 1, notamment dans une perspective historique (2).

2. Selon les circonstances, on adoptera librement la formalisation jugée la plus commode, en temps t discret ou continu, la consommation de la période/date t étant respectivement notée C_t ou $C(t)$.

Encadré 1

COMMENT INTERPRÉTER LES PROPRIÉTÉS STANDARD DU COMPORTEMENT D'ÉPARGNE ?

L'hypothèse (i) d'autonomie des préférences de l'épargnant fait de ce dernier une « île de souveraineté », un être asocial et notamment (ii) « égoïste », c'est-à-dire qui ne se préoccupe que de lui-même et pas du sort de ses enfants. Venu de nulle part, cet agent a des goûts exogènes, qui ne sont soumis à (iii) aucune formation d'habitudes ou d'addictions. Pleinement rationnels, ses choix sur le cycle de vie se doivent d'être (iv) temporellement cohérents. Enfin ses préférences sont (v) homothétiques, et donc indépendantes du niveau de ses ressources.

Historiquement, le caractère autonome et prospectif – (i) et (iii) – du comportement d'épargne s'oppose directement aux théories du revenu relatif, ou plutôt de la « consommation relative », dont Duesenberry (1949) est le représentant le plus connu : l'épargnant du cycle de vie ne regarde ni sur les côtés, ni derrière lui, mais uniquement devant lui. Il n'y a pas d'effets de démonstration, d'imitation, ou d'émulation entre semblables, auxquels renvoie la formule connue *keep up with the Joneses* (1) : l'agent est auto-centré, son identité ne dépend pas d'autrui, ne se fonde pas sur l'appartenance à un groupe de référence plus ou moins restreint. Les modèles de cycle de vie ignorent également la genèse sociale des besoins qui explique l'inertie des habitudes de consommation et l'existence d'effets de cliquet asymétriques, selon la hausse ou la baisse des revenus (2).

Un horizon décisionnel de long terme mais borné par la durée de vie restante (ii) fait que les arbitrages de l'épargnant seront d'abord soumis à la *contrainte de budget vital*, qui impose de ne pas dépenser jusqu'à sa fin plus que ce que l'on possède. En temps continu, dans un monde certain, avec des revenus de travail ou de transfert $Y(t)$ en t supposés exogènes, et des marchés des capitaux parfaits – permettant librement le placement ou l'emprunt au taux d'intérêt r –, cette contrainte s'écrit à la date s (pour une durée de vie T) :

$$W(s) = A(s) + \int_{t=s}^T Y(t) e^{-r(t-s)} dt$$

$$= \int_{t=s}^T C(t) e^{-r(t-s)} dt, \text{ soit : } A(T) = 0 \text{ (A)}$$

où $A(s)$ désigne l'actif net et $W(s)$ le montant total des ressources disponibles à la date s .

Cette hypothèse (ii) est sans doute la plus caractéristique et déterminante des modèles de cycle de vie – notamment par rapport à la théorie friedmanienne du revenu permanent. C'est également la plus contestée : l'horizon de vie a été jugé soit *trop court* – pour les auteurs qui prêtent à l'agent une visée dynastique (Becker, 1991) ; soit au contraire *trop long* – pour les auteurs qui prétendent que le lissage de la consommation n'est que partiel et n'opère que sur le court terme, la consommation épousant d'assez près les variations plus systématiques du revenu sur le cycle de vie (Deaton, 1992) (3).

La propriété (iv) de cohérence temporelle constitue la référence naturelle pour juger de la rationalité des choix *dynamiques*, comme l'existence d'un pré-ordre total et continu l'est dans un cadre statique. L'agent est censé se représenter à l'avance toutes les conséquences futures – certaines ou aléatoires – de ses choix successifs – depuis aujourd'hui jusqu'au terme de l'horizon (ici T) qu'il s'est fixé –, et ne pas changer de système de préférences au cours du temps : celles qui gouvernent ses choix en t sont la restriction, sur la période $[t, T]$, de ses préférences initiales conditionnées, de manière appropriée, par les consommations et autres expériences passées pertinentes (l'état de la nature, les risques encourus et non réalisés, etc.).

→

1. Expression populaire qui signifie rivaliser de standing avec ses voisins (Joneses = les Dupond, les Martin).

2. Les théories de la consommation qui empruntent, comme le modèle de Duesenberry, à la tradition sociologique, se concentrent sur la demande des biens qui confèrent un statut social (positional goods) et sur la structure des dépenses de consommation à court/moyen terme : l'effet de cliquet traduit une aversion à la perte de statut qui conduit, en cas de baisse des ressources, à conserver provisoirement des biens de « standing », quitte à rogner sur les biens de nécessité. Les hypothèses (i) et (iii) apparaissent d'autant plus acceptables que l'on envisage des choix relatifs aux montants globaux de consommation à chaque période du cycle de vie (Modigliani et Brumberg, 1954, pp. 407-408 et 427-428).

3. On reproche souvent à l'horizon de cycle de vie d'être à la fois *trop court* et *trop long*. Friedman (1957) envisage ainsi un horizon théoriquement in(dé)fini, admettant l'existence de motifs de transmission, mais adopte en pratique, dans les tests agrégés, une période beaucoup plus courte (de l'ordre de 3 ans).

Les caractéristiques de base attribuées au comportement d'épargne

Le postulat préalable propre aux modèles de cycle de vie veut que les décisions de consommation et d'épargne soient relativement séparables des arbitrages familiaux ou professionnels, voire, dans une moindre mesure, des décisions d'offre de travail ou d'investissement en capital humain. Dans cette optique, la tradition, depuis Böhm-Bawerk et Fisher, fait l'hypothèse simplificatrice supplémentaire d'un bien unique consommé au cours du temps, si bien que les

objets de choix peuvent être limités aux volumes agrégés de consommation – en termes réels – à chaque période t , C_t : la structure des dépenses de consommation n'intervient pas directement dans la fonction d'utilité. La théorie standard suppose, en outre, qu'il en va de même pour le montant ou la composition de la richesse – les actifs patrimoniaux ne sont pas source directe, présente, de satisfaction.

Les choix intertemporels de l'agent se confondent alors avec son comportement d'épargne : ils se limitent à l'allocation des ressources, sur

Encadré 1 (suite)

Cette condition de stabilité se comprend bien par son contre-exemple le plus connu : Ulysse, tenté par les sirènes, est obligé d'arbitrer le *conflit* entre ses préférences (sages) d'aujourd'hui et celles (impulsives) de demain. Elle correspond à une forme *réursive* des préférences et permet, en principe, de déterminer la stratégie optimale par « induction arrière ».

À titre d'illustration, si on considère un épargnant qui ne retirerait satisfaction que des montants globaux consommés à chaque période, dans un monde certain cette forme réursive s'écrit alors, en temps discret :

$$U^t(C_t \dots C_T; \bar{C}^{t-1}) = F_t[C_t, U^{t+1}(C_{t+1} \dots C_T; \bar{C}^t)] \quad (B)$$

U^t désignant la fonction d'utilité à la période t , et \bar{C}^t la trajectoire des consommations passées jusqu'en t . Si le comportement est prospectif (iii), le conditionnement par la trajectoire passée n'a pas lieu d'être et l'on obtient la relation (2) du texte – dite de récurtivité forte.

Dans le cas plus général où les préférences sont influencées par des phénomènes d'habitudes, la spécification (B) garantit que l'agent se référera toujours aux différents âges ($t, t + 1 \dots$) à la *même* fonction d'utilité U^s pour la période à venir $s > t$, et qu'il prend bien en compte, dans ses choix présents, le fait que le niveau de sa consommation actuelle C_t va influencer sur ses préférences futures (à travers \bar{C}^t) (4).

L'hypothèse (v) d'homothétie des préférences garantit – en situation de certitude – que si l'on double initialement tous les revenus Y_t , les consommations C_t le seront également ; elle conduit plus précisément à une relation de proportionnalité entre consommation et ressources globales à la période t :

$$C_t = k_t(r, T, \delta, \dots) W_t \quad (C)$$

où k_t représente la propension marginale à consommer la richesse – soit la valeur d'annuité d'une unité de richesse. On voit que cette fonction de demande (C) permet, dans une perspective quasi friedmanienne, d'identifier l'*horizon* décisionnel de l'agent à $(1/k_t)$, soit l'inverse de la propension marginale à consommer un revenu d'aubaine (*windfall*). Ce dernier est ainsi caractérisé par son terme (T) et par le taux de dépréciation du futur δ : plus ce taux augmente, et plus l'horizon $(1/k_t)$ diminue à T donné (5).

Également postulée par le modèle de revenu permanent, cette proportionnalité est conforme à l'idée que l'épargne constitue simplement une réserve de consommation différée mais ne procure aucune utilité par elle-même. Présentée par Friedman et Modigliani comme une simple hypothèse auxiliaire, la relation (C) est cependant loin d'être anodine au plan historique, puisqu'elle oppose, historiquement, les modèles de revenu permanent et de cycle de vie à toutes les autres théories de la fonction de consommation ainsi qu'à une longue tradition pré et post-keynésienne (incluant Keynes et même Fisher), théories et tradition pour lesquelles l'épargne est définitivement *un bien de luxe* (6).

La théorie standard retient généralement une forme *temporellement additive* (3), qui introduit, par rapport à la récurtivité forte (2), une restriction significative (Deaton et Muellbauer, 1980, chapitre 5). Mais cette additivité est la seule propriété que l'on rajoute aux conditions (i) à (v) pour obtenir une fonction d'utilité intertemporelle à deux paramètres de préférence, γ et δ .

En fait, il apparaît difficile d'expliciter toutes les fonctions d'utilité qui sont fortement récurtives – satisfaisant à la relation (2) – et en outre homothétiques. Un exemple archétypal de telles préférences non additives est celles de Léontief (ou maximin), correspondant en temps discret à :

$$\text{Min. } (C_1/\alpha_1, C_2/\alpha_2, \dots, C_T/\alpha_T) \quad (D)$$

Ces préférences vérifient bien l'ensemble des conditions (i) à (v) requises.

4. Un cas d'habitudes « myopes » (incohérentes) est :

$$U^t = u(C_t - aC_{t-1}) + \omega u(C_{t+1} - aC_t) + \alpha^2 u(C_{t+2} - aC_{t+1}) + \dots ;$$

d'habitudes « rationnelles » (cohérentes) :

$$U^t = u(C_t - aC_{t-1}) + \omega u(C_{t+1} - aC_t) + \alpha^2 u(C_{t+2} - aC_{t+1}) + \dots$$

5. Pour $r = \delta = 0$, k_t vaut $(T - t)$ et l'horizon se confond effectivement avec la durée de vie restante.

6. Selon ces auteurs, l'épargne serait un bien de luxe du fait de la saturation relative des besoins de consommation qui croissent moins vite que le revenu, ou parce que la richesse matérielle serait source propre d'utilité, ou encore parce que les goûts pour l'épargne augmenteraient avec le niveau des ressources ou le long de l'échelle sociale.

l'horizon considéré, entre les « biens » que représentent les consommations globales aux différentes périodes – C_t étant affecté du « prix » escompté $1/(1+r)^{t-1}$, avec r le taux d'intérêt réel (3).

L'apport de l'hypothèse du cycle de vie, initiée par Modigliani et Brumberg (1954), est d'avoir introduit une figure intermédiaire entre les deux héros opposés par les modèles post-keynésiens : le consommateur-travailleur, agent passif souvent contraint par la liquidité, qui épargne peu et surtout sous forme d'encaisses de transaction ou de précaution et de biens durables ; et le capitaliste-investisseur, qui accumule pour différents motifs – entreprise, pouvoir, rendement, prestige ou transmission, etc. –, mais dont les biens seront, pour une large part, transmis à la génération suivante. Cette figure est celle de « l'épargnant du cycle de vie » qui accumule de manière significative mais seulement pour lui-même, c'est-à-dire pour sa consommation future : la fonction du patrimoine est de faire coïncider *ex post* les échéanciers divergents de ses recettes et de ses besoins – plus réguliers – au cours de l'existence. L'épargne accumulée sert à pallier les variations systématiques du revenu avec l'âge – sa baisse au moment de la retraite – aussi bien que ses fluctuations accidentelles à plus court terme, afin d'obtenir le lissage intertemporel désiré de la consommation (Modigliani, 1986).

Plus précisément, le comportement d'épargne d'un agent i censé vivre T années se voit attribuer cinq propriétés distinctives qui vont permettre de déterminer la forme de la fonction d'utilité U_i (indice i souvent omis). Ce dernier est supposé :

- (i) *autonome*, dans la mesure où il ne dépend que des caractéristiques propres de l'agent, et non des préférences ou des choix d'autrui – y compris de ses enfants : égoïsme – ;
- (ii) établi en référence à un *horizon décisionnel* dont le terme se confond avec celui de l'existence de l'agent, soit T , mais ne va pas au-delà ;
- (iii) purement *prospectif*, c'est-à-dire fonction des seules données présentes et anticipées, non de l'histoire ou des habitudes de l'agent ;
- (iv) *temporellement cohérent*, c'est-à-dire correspondant à un système de préférences *stable* : si tout se passe comme prévu, la consommation planifiée au départ par l'agent pour la période t , soit $E_1(C_t)$, sera bien celle qu'il réalisera à cette date, soit $E_1(C_t) = E_t(C_t) = C_t$;

- (v) conduire, dans les cas simples, à une relation de *proportionnalité* entre consommation et ressources globales, ce qui requiert en fait des préférences *homothétiques*.

Pour un économiste peu féru du lien social, la discussion rapide de (i) à (v) menée dans l'encadré 1 pourrait donner l'impression que ces cinq propriétés sont naturelles et peu contraignantes. Impression doublement fautive : on va voir qu'elles suffisent, en fait, à caractériser très précisément la fonction intertemporelle d'utilité, mais aussi, dans un second temps, qu'elles engendrent des prédictions clairement démenties par l'observation.

Modèle DU (*discounted utility*) : un seul paramètre de préférence à l'égard du temps

Si on se place tout d'abord dans un monde *certain* avec des marchés des capitaux parfaits, les propriétés (i) et (ii) assurent alors que le consommateur maximise une fonction d'utilité de la forme :

$$U [C(0) \dots C(t) \dots C(T)] \quad (1)$$

qui dépend seulement de ses flux de consommations globales jusqu'en fin de vie T .

La cohérence temporelle (iv) et le comportement prospectif (iii) imposent alors à cette fonction U une forme récursive, analogue à la relation (B) de l'encadré 1 lorsqu'il y a indépendance par rapport aux consommations passées :

$$\begin{aligned} U^t(C_t \dots C_T) &= F_t [C_t, U^{t+1}(C_{t+1} \dots C_T)] \\ &= F_t \{C_t, F_{t+1} [C_{t+1}, F_{t+2}(\dots)]\} \end{aligned} \quad (2)$$

L'écriture par emboîtements successifs des fonctions d'utilité $U^t, U^{t+1} \dots$ garantit que le futur, pris globalement, est toujours – faiblement – *séparable* par rapport au passé ou au présent.

Les propriétés (i) à (iv) attribuées au comportement d'épargne sont équivalentes à la classe des fonctions d'utilité vérifiant (2). On va désormais requérir un peu plus : la séparabilité temporelle *forte* des préférences, à savoir des fonctions d'agrégation temporelle F_t *additives* (4).

3. Fisher (1930) aurait, le premier, tracé et exploité formellement le diagramme d'indifférence correspondant sur deux périodes, entre la consommation actuelle et la consommation future.

4. En fait, imposer l'additivité des fonctions F_t limite sensiblement la classe des fonctions d'utilité satisfaisant aux propriétés (i) à (v) – voir la fin de l'encadré 1.

En temps continu, plus commode, la fonction d'utilité U^s à la date s prend alors la forme suivante :

$$U^s [C(s) \dots C(T)] = \int_{t=s}^T \alpha(t) u[t, C(t)] dt ;$$

$$\alpha(0) = 1; \quad \alpha(t) \geq 0; \quad d\alpha(t) / dt \leq 0 \quad (3)$$

Le paramètre $\alpha(t)$ – ou plutôt $\alpha(t)/\alpha(s)$ – est censé représenter le *facteur* d'actualisation temporelle : typiquement, la préférence accordée au présent conduit à retenir une pondération associée au flux d'utilité instantanée $u(t,.)$ décroissante selon t .

Plutôt que le facteur $\alpha(t)$, on considère alors le *taux de dépréciation du futur*, $\delta(t)$, qui en est la dérivée logarithmique :

$$\delta(t) = - \frac{d\alpha(t) / dt}{\alpha(t)}$$

$$\text{où : } \alpha(t) = \exp \left[- \int_{s=0}^t \delta(s) ds \right] \quad (4)$$

soit finalement :

$$\alpha(t) = \exp(-\delta t) \text{ si } \delta(t) = \delta \text{ constant} \quad (4')$$

Les relations (4) ou (4') caractérisent une actualisation *exponentielle*, où δ peut varier avec l'âge à venir t ; mais la cohérence temporelle des choix impose que δ ne dépende pas de $(t - s)$, soit de la distance au présent.

Dans un modèle à deux périodes, avec une fonction d'utilité $U(C_1, C_2)$ additive et à « goûts » constants : $u(t, C) = u(C)$, α vaut $1/(1 + \delta)$ et le taux d'actualisation subjectif δ s'interprète simplement en fonction du taux marginal – intertemporel – de substitution (*TMS*) lorsque les consommations présente C_1 et future C_2 sont égales. Il se différencie ainsi du taux d'actualisation objectif, soit le taux d'intérêt réel r , qui caractérise le taux marginal de substitution à l'*optimum* – du moins dès que l'utilité marginale $u'(C)$ est décroissante en C :

$$1 + \delta = TMS(C_1 = C, C_2 = C), \text{ indépendant de } C ;$$

$$1 + r = TMS(C_1^*, C_2^*) \quad (5)$$

Sous l'hypothèse de goûts constants, la littérature identifie le système de préférences (3)-(4') avec le modèle DU (*discounted utility*), introduit par Samuelson dès 1937. Le *survey* récent de Frederick *et al.* (2002), où le lecteur trouvera toutes les références voulues, présente un examen critique détaillé, théorique et surtout empirique,

de ce modèle, en s'appuyant tant sur des études expérimentales que sur l'économétrie des données d'enquête. Le reproche essentiel porte sur la possibilité de rendre compte des choix intertemporels à l'aide d'un critère unidimensionnel – la somme actualisée des utilités instantanées $u(t,.)$ – et surtout d'un *seul* taux d'actualisation positif, δ , propre à l'individu mais indépendant de toute autre considération – type de choix, montant de la consommation C , distance au présent, etc.

Ce caractère idiosyncratique du paramètre δ permet, en revanche, de caractériser complètement l'horizon décisionnel de l'épargnant : pour une même durée de vie, plus δ est élevé, et plus cet horizon est court (cf. encadré 1).

Préférences iso-élastiques : l'utilité instantanée dépend d'un seul paramètre

L'hypothèse (v) d'homothétie des préférences fait que la parcimonie affichée par la théorie microéconomique standard de l'épargnant va encore plus loin, jusqu'à représenter les fonctions d'utilité instantanées, $u(t,.)$, par un seul paramètre. Un théorème important implique en effet que, sous certaines conditions de régularité, des préférences additives (3) et homothétiques sont à goûts constants et *iso-élastiques* (Deaton et Muellbauer, 1980, p. 146) :

$$U^s [C(s) \dots C(T)] = \int_{t=s}^T \alpha(t) \frac{C(t)^{1-\gamma}}{1-\gamma} dt \quad (6)$$

avec donc :

$$u(t, C) = u(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

$$\text{où : } \gamma > 0, \quad \gamma = 1 : u(C) = \log C \quad (6')$$

Le paramètre γ représente le degré de concavité de la fonction d'utilité u , ou de manière équivalente, au signe près, l'élasticité de l'utilité marginale supposée décroissante ($u' = C^{-\gamma}$).

En situation de *certitude*, deux paramètres δ_i et γ_i suffisent ainsi à caractériser les préférences de l'épargnant i et à dicter son comportement. En particulier, γ est égal à l'inverse de l'*élasticité intertemporelle de substitution*, notée σ , et la résolution du programme de maximisation sous la seule contrainte de budget vital (A) de l'encadré 1 montre que le taux de croissance

instantané de la consommation, $g(t)$, vérifie la relation :

$$g(t) = \frac{dC(t)/dt}{C(t)} = \sigma(r - \delta);$$

$$\sigma = 1/\gamma > 0 \quad (7)$$

où σ mesure le degré de sensibilité aux variations des deux taux d'actualisation, « objectif » r et « subjectif » δ : une augmentation du taux d'intérêt r incite à surseoir à la consommation présente pour bénéficier des rendements plus élevés de l'épargne ; de deux individus, celui qui aura le taux de dépréciation du futur δ le plus élevé consommera davantage dans l'instant, toutes choses égales par ailleurs.

L'égalité entre γ , qui traduit la décroissance de l'utilité marginale, et $1/\sigma$, qui mesure le degré d'aversion aux fluctuations temporelles de la consommation, constitue sans doute la caractéristique la plus contestable de ces modèles de choix en univers certain. Elle découle directement de l'additivité (3) de la fonction U : si l'on veut distinguer le désir de lisser sa consommation $1/\sigma$ du degré de saturation des besoins γ , il faut donc se résoudre à introduire des non-séparabilités temporelles dans les préférences.

Modèle EU (*expected utility*) :
un seul paramètre de préférence
à l'égard du risque

On suppose maintenant un futur incertain ou au moins *risqué*, la distribution des probabilités étant connue de l'agent. La théorie standard suppose de manière générale – selon le modèle EU dont l'axiomatique a été développée par von Neumann et Morgenstern (1947) – que l'agent maximise *l'espérance de son utilité* intertemporelle U : comme cette dernière est supposée de forme (3) additive, la fonction objectif est donc doublement linéaire, vis-à-vis des probabilités et des satisfactions retirées des consommations de chaque période t .

Si on garde tout d'abord l'hypothèse d'un revenu d'activité certain : le risque porte seulement sur le rendement des actifs. Le paramètre γ s'interprète alors également comme le degré ρ d'*aversion relative pour le risque* ($\gamma = \rho = -Cu''/u'$). Sous certaines conditions, Merton (1971) a montré que les choix intertemporels de portefeuille sont indépendants des choix de consommation et se ramènent à une succession de choix *statiques* – répondant au critère moyenne-variance –

entre deux placements, l'un sûr, l'autre risqué (portefeuille du marché). Dans le cas le plus simple où les ressources de l'agent se limitent à son patrimoine financier, les choix de portefeuille entre un actif sûr, de taux de rendement égal au taux d'intérêt r , et un actif – composite – risqué, de taux de rendement d'espérance $m > r$ et d'écart-type s , conduiront ainsi à une part du portefeuille risqué ω dans le patrimoine égale à :

$$\omega = (m - r) / s^2 \gamma \quad (8)$$

avec les égalités suivantes :

$$\gamma = \rho = 1/\sigma \quad (8')$$

Cette part ω peut être supérieure à l'unité si l'emprunt sur l'actif sûr n'est pas limité.

Le point clé est cependant que *tous* les comportements ou attitudes à l'égard du risque ne dépendront que du seul paramètre γ dès que l'on maintient l'hypothèse standard (S), soit des préférences additives et iso-élastiques, actualisées à taux constant sur la durée de vie T (modèle DU), et la maximisation de l'utilité espérée (modèle EU). En résumé :

$$\text{Standard} \equiv [\text{DU} * T * \text{Homothétie} * \text{EU}] \quad (\text{S})$$

Si on considère à présent un revenu futur du travail incertain, le montant de *l'épargne de précaution* générée par cet aléa va dépendre du degré de *prudence* (soit de la dérivée troisième u''' : cf. Kimball, 1990). Mais ce paramètre n'est fonction que de γ si u est iso-élastique : le coefficient de prudence relative, soit $\pi = -Cu'''/u''$, vaut ainsi $(\gamma + 1)$. Aussi, l'équation d'Euler, généralisation de l'équation (7), s'écrit-elle en première approximation et en -temps discret :

$$E_t \left(\frac{\Delta \tilde{C}_{t+1}}{C_t} \right) \approx \sigma \left(\frac{r - \delta}{1 + r} \right) + \frac{\pi}{2} E_t \left(\frac{\Delta \tilde{C}_{t+1}}{C_t} \right)^2 \quad (9)$$

avec les égalités suivantes :

$$\sigma = \frac{1}{\gamma}; \quad \pi = 1 + \gamma \quad (9')$$

et $\Delta \tilde{C}_{t+1} = \tilde{C}_{t+1} - C_t$, \tilde{X}_t indiquant le caractère aléatoire de la variable X à l'instant t . Là aussi, dans le membre de droite de (9), le même paramètre γ contrôle à la fois (la résistance à) la

substitution intertemporelle (1^{er} terme) et le motif de précaution qui conduit à différer la consommation en augmentant le taux de croissance de la consommation (2^e terme).

Il en va pareillement de la gestion simultanée de *plusieurs risques* – supposés indépendants – : confronté à un risque exogène et inassurable (*background risk*) sur son revenu d'activité, l'individu réduira d'autant plus sa demande d'actifs risqués – ou augmentera sa demande d'assurance – qu'il est *tempérant* (propriété impliquant la dérivée quatrième de u), mais cette préférence ne dépend encore que de γ (Kimball, 1993 ; Gollier et Pratt, 1996).

Il n'en reste pas moins que cette gestion multi-risques complique beaucoup l'estimation du paramètre γ : prendre peu de risques dans ses choix de portefeuille peut correspondre aussi bien à une forte aversion pour le risque γ qu'à la volonté de contrebalancer un aléa exogène élevé sur son revenu. Dans le second cas, tout se passe comme si les choix de portefeuille dépendaient d'une aversion pour le risque *induite*, $\tilde{\gamma}$ d'autant supérieure à γ que l'agent est tempérant et que le degré anticipé *d'exposition au risque* sur le revenu est élevé. Mais cette dernière conclusion, elle-même, ne tient plus et le problème se complique encore si l'exposition au risque sur le revenu est pour partie *endogène*, c'est-à-dire évitable, résultant de choix professionnels préalables ou actuels (5).

L'incertitude de la durée de vie, quant à elle, ne crée pas de problème théorique particulier (on remplace T par \tilde{T} dans l'équation de définition (\underline{S})) tant que l'épargnant maximise l'espérance de l'utilité en fonction de ses probabilités – subjectives – de survie, $s(t)$: tout se passe comme si ses choix étaient déterminés par le paramètre γ et un taux de dépréciation du futur, $\delta(t)$, augmenté du quotient de mortalité, $q(t) = -ds(t)/dt/s(t)$, à l'âge t considéré. La difficulté sera cependant, au plan empirique, de démêler dans l'horizon décisionnel de l'agent ce qui revient respectivement à la préférence *pure* pour le présent (δ) et aux probabilités de survie anticipées.

En outre, le profil d'accumulation dépendra beaucoup de l'existence ou non d'un marché parfait de l'assurance vie. En cas d'absence de rentes viagères, l'épargne de précaution générée par une durée de vie aléatoire peut conduire à des *legs accidentels* considérables, qui diminuent d'autant le rythme de consommation du patrimoine sur les vieux jours (6).

On doit ainsi reconnaître la remarquable parcimonie de la théorie du cycle de vie standard, capable de résumer par un seul paramètre les dimensions temporelles des choix de l'épargnant, et encore par un seul paramètre l'éventail de ses attitudes à l'égard des risques de l'existence – fût-ce au détriment, dans un cas comme dans l'autre, d'un réalisme minimal.

Toutefois, dès que l'on revient sur l'hypothèse \underline{S} et que l'on abandonne les critères de décision DU et EU pour obtenir des prédictions plus conformes aux données d'enquêtes ou expérimentales, les choses se compliquent rapidement : tout gain en réalisme semble se payer très cher en termes de complexité des modèles et de paramètres de préférence supplémentaires à estimer indépendamment pour chaque agent.

Vers un comportement plus réaliste à l'égard du risque

Parmi les prédictions les plus contre-intuitives du modèle EU, la plus critiquée a été le fait qu'un même paramètre, $\gamma = 1/\sigma$, caractérisant aussi bien l'utilité marginale décroissante de la richesse que le désir de lissage intertemporel de la consommation, représente encore l'aversion relative pour le risque ρ – c'est-à-dire le désir de lissage de la consommation entre les différents états de la nature. L'identité est particulièrement gênante lorsque l'on considère *l'énigme de la prime de risque (equity premium puzzle)* : l'écart élevé entre les taux de rendement à long terme des actions et des obligations – ou, de manière équivalente, la demande limitée d'actifs risqués malgré un différentiel aussi important – conduit à des valeurs trop élevées de l'aversion relative pour le risque et, par ricochet, à des valeurs trop faibles de l'élasticité intertemporelle de substitution σ .

5. Les résultats précédents supposent, en outre, des risques indépendants ; ils doivent être adaptés dans le cas d'une corrélation – positive ou négative – entre risques professionnels et financiers (cf. Arrondel et Calvo-Pardo, 2002).

6. Les legs accidentels apparaissent la réponse optimale en cas d'absence de rentes viagères ou si l'agent répugne à en acquérir parce que ce produit souffre de nombreuses imperfections bien connues (sélection adverse, aléa moral, non-indexation sur l'inflation, etc.), ou encore parce que sa détention risque d'être perçue comme un acte délibéré visant à spolier les enfants de leur héritage.

Le critère d'utilité espérée maintenu pour les paris statiques

En situation de risque – lorsque les probabilités des événements aléatoires sont connues –, la déviation *minimale* de la théorie standard qui permet – contre (8') – de déconnecter l'élasticité de substitution σ de l'aversion pour le risque ρ , tout en préservant les propriétés canoniques (i) à (v), s'obtient à l'aide de préférences *récurives* d'une forme particulière, proposée par Kreps et Porteus (1978 et 1979).

Dans le cas général, ces préférences s'écrivent en temps discret (Epstein et Zin, 1989) :

$$U^t(C_t, C_{t+1}, \dots, C_T) = F[C_t, \mu(\tilde{U}^{t+1}; t)] \quad (10)$$

avec :

$$F(C, Z) = (C^{1-\frac{1}{\sigma}} + \alpha Z^{1-\frac{1}{\sigma}})^{\frac{1}{1-\frac{1}{\sigma}}}; \quad \alpha = \frac{1}{1+\delta} \quad (10')$$

où α est le facteur d'actualisation temporelle – à δ constant –, F l'agrégateur intertemporel qui a pour arguments la consommation courante C_t et une fonctionnelle μ représentant l'équivalent à la certitude de l'utilité aléatoire future \tilde{U}^{t+1} . La récursivité forte (10), transposée de la relation (2) en situation d'incertitude, garantit un comportement prospectif et temporellement cohérent ; la forme F iso-élastique (10') conduit à des préférences homothétiques, σ correspondant toujours à l'élasticité intertemporelle de substitution.

Reste à préciser la fonctionnelle μ qui gouverne les comportements à l'égard du risque. Kreps et Porteus adoptent la formulation la plus simple, soit l'espérance conditionnelle de l'utilité ($\mu = E_t$) pour une utilité marginale décroissante de la forme $C^{-\gamma}$. Autrement dit, ils conservent le critère de l'utilité espérée EU pour les choix *statiques*, atemporels, tout en déconnectant γ , associée à μ , de σ , associée à F .

Sous ces hypothèses, les relations (8) et (9) concernant les choix de portefeuille et d'épargne de précaution sont conservées, mais les égalités (8') et (9') sont remplacées par :

$$\gamma = \rho \neq 1/\sigma \text{ et } \pi = \gamma + \gamma\sigma \neq \gamma + 1 \quad (11)$$

En particulier, dans le membre de droite de l'équation d'Euler (9), le premier terme qui ren-

voie aux choix en univers certain ne dépend que de σ , mais le second qui représente l'épargne de précaution dépend à la fois de σ et de γ (ou ρ) (7).

Au total, les choix d'épargne dépendent maintenant, outre du taux de dépréciation du futur, δ , de *deux autres* paramètres individuels de préférence *indépendants* : σ , l'élasticité intertemporelle de substitution ; γ , l'élasticité de l'utilité marginale décroissante *et* le degré d'aversion relative pour le risque.

L'encadré 2 indique l'interprétation que l'on peut donner à la différence entre γ_i et $1/\sigma_i$.

« Anomalies » : transformation des probabilités et aversion à la perte

Le critère de maximisation de l'espérance de l'utilité apparaît cependant contredit par l'expérience même dans le cas de choix statiques. Outre les données expérimentales (8), nombre de comportements observés, en particulier dans le domaine patrimonial ou financier, s'inscrivent en faux contre les prédictions du modèle EU – cf. Starmer (2000) et références ; Cohen et Tallon (2000).

Contrairement à l'observation courante, le modèle EU prédit ainsi une demande d'assurance seulement *partielle* si la prime à payer n'est pas actuarielle, du fait de coûts de chargement par exemple. Il implique, à tort, une aversion limitée aux assurances probabilistes – lorsqu'il existe une probabilité donnée que le sinistre, s'il a lieu, ne soit pas remboursé (9). Il ne rend pas compte de l'énigme de la prime de risque (cf. *supra*). Il attribue à un agent, déjà risquophobe pour des paris sur de petits montants, des degrés d'aversion pour le risque trop élevés pour des enjeux importants (Starmer, pp. 363-366). Pour remédier à ces « anomalies », les modèles – statiques – non EU introduisent des paramètres de préférence *supplémentaires*.

Les choix intertemporels en univers certain requièrent donc déjà deux paramètres : δ , taux

7. À titre d'exemple, on peut prendre, sur deux périodes, $\sigma = 1$ et $\gamma = 0$ – neutralité à l'égard du risque –, correspondant aux préférences : $\log C_1 + \alpha \log C_2$; bien que neutre au risque, l'individu pourra souhaiter s'assurer afin de lisser sa consommation dans le temps (cf. Weil, 2002).

8. S'appuyant sur des choix entre loteries composées, le paradoxe d'Allais, par exemple, remet directement en cause l'axiome d'indépendance.

9. Si q est la probabilité de non-remboursement, l'individu qui maximise l'espérance de son utilité ne réduira la prime qu'il est prêt à payer que d'un pourcentage de l'ordre de q , alors que les données d'enquête américaines montrent que les individus exigent, en pratique, des réductions de prime beaucoup plus importantes.

de dépréciation du futur, et σ , élasticité de substitution. L'abandon du critère d'espérance d'utilité pour les choix dynamiques risqués en introduit un troisième, indépendant, γ (Kreps et Porteus). Le rejet de ce même critère pour les choix statiques risqués oblige maintenant à séparer, au moins, γ (concavité de u) de l'aversion relative pour le risque ρ . Vu sous cet angle, le problème est de savoir *combien* de paramètres de préférence ajouter pour engendrer suffisamment de flexibilité dans les choix en incertain, le but étant de rendre compte des anomalies précédentes et de la diversité des comportements individuels : en plus de γ , un seul – par exemple ρ – ou plusieurs ?

Sans entrer dans les détails, on peut montrer que les anomalies relatives aux données expérimentales et à la demande d'assurance, notamment, contredisent la dépendance *linéaire* en probabilités du modèle EU – cf. la relation (A) de l'encadré 2 – impliquant que les « agents seraient approximativement neutres au risque pour de petits risques » (Starmer, 2000, p. 364). Le remède consiste alors à revenir sur l'axiome d'indépen-

dance en introduisant une fonction ϕ de transformation non linéaire des probabilités objectives :

$$\phi(p) : [0, 1] \rightarrow [0, 1]; \phi(0) = 0; \\ \phi(1) = 1; \phi \text{ croissante} \quad (12)$$

Ces modèles, à pondération des probabilités, conservent les deux premiers axiomes du modèle EU – pré-ordre total et continuité, cf. encadré 2 –, mais la fonction objectif n'est plus, pour une loi discrète $\{p_j, x_j\}$, $\sum_j p_j u(x_j)$, mais maintenant de la forme $\sum_j w_j u(x_j)$ avec des poids w_j qui dépendent de la fonction ϕ et des probabilités p_j .

Le ϕ -modèle qui explique le plus d'anomalies – et vérifie la propriété souhaitable de monotonie (10) – est dit *d'utilité dépendante du rang*

10. La propriété de monotonie signifie que la loterie L sera toujours préférée à L' si L domine stochastiquement L' à l'ordre 1 : si les conséquences x_1, \dots, x_n sont ordonnées par ordre croissant, on aura pour tout j compris entre 1 et n : $\sum_{k=j}^n p_k \leq \sum_{k=j}^n p'_k$.

Encadré 2

AVERSION POUR LE RISQUE ET ÉLASTICITÉ INTERTEMPORELLE DE SUBSTITUTION

Lorsque l'on abandonne le critère d'espérance de l'utilité, comment interpréter la différence entre le degré d'aversion relative pour le risque γ et l'inverse de l'élasticité intertemporelle de substitution $1/\sigma$, en termes de préférence ou de comportement ? Le cas le plus simple possible a été proposé par Kreps et Porteus (1978).

Le modèle EU est équivalent à une relation de préférence sur les décisions ou « actes » – de loi par exemple discrète, $\{p_j, x_j\}$, avec des notations évidentes – qui vérifie *trois axiomes* : (i) elle constitue un pré-ordre total ; (ii) elle est continue ; (iii) elle satisfait à l'axiome d'*indépendance* (1).

Les deux premiers axiomes font que cette relation de préférence peut être représentée par une fonction d'utilité continue V sur les actes : on parle alors de modèles conventionnels. Le troisième implique que cette fonction V est additive :

$$V(\{p_j, x_j\}) = Eu = \sum_j p_j u(x_j) \quad (A)$$

Les fonctions d'utilité récursives à la Kreps et Porteus définissent une relation de préférence qui constitue un pré-ordre total et continu ; elles correspondent donc à des modèles conventionnels. Dans ce cadre, pour générer une différence entre γ et $1/\sigma$, il faut forcément remettre en cause l'axiome d'indépendance. Or on peut montrer que cet axiome est équivalent à la propriété de *conséquentialisme* (Hammond, 1988 ; Machina, 1989) : comme dans le cas des loteries composées, l'agent prend seulement en compte les conséquences finales

de ses choix (ou « actes »), mais non la structure de l'arbre de décision – c'est-à-dire la manière dont on arrive à ces paiements finaux par une suite de choix et de réalisations d'aléas probabilistes.

Comme les préférences récursives (10)-(10') ne satisfont plus l'axiome d'indépendance, même lorsque $\mu = E_j$ (cas de Kreps et Porteus), les arbitrages de l'agent vont dépendre des risques encourus mais non réalisés, c'est-à-dire des branches mortes de l'arbre de décision. Plus précisément, Kreps et Porteus montrent que $\gamma > 1/\sigma$ correspond à une préférence pour une résolution *précoce* de l'incertitude sur de tels arbres, alors que $\gamma < 1/\sigma$ correspond à une préférence pour une résolution *tardive*. Le critère EU d'espérance de l'utilité, correspondant à $\gamma = 1/\sigma$, satisfait, lui, à l'axiome d'indépendance et au conséquentialisme, qui impliquent bien l'*indifférence* par rapport à l'échéancier de résolution de l'incertitude (2).

1. Axiome d'indépendance : si la loterie L est préférée à L' , alors la loterie composée $pL \oplus (1-p)L''$ sera préférée à la loterie composée $pL' \oplus (1-p)L''$ pour toute probabilité p et loterie L'' – le choix entre L et L' ne dépend pas de la nature des risques encourus et non réalisés, soit ici $(1-p)L''$.

2. On notera que $1/\sigma$ prenant des valeurs limitées, le cas le plus favorable pour résoudre l'énigme de la prime de risque serait celui où $\gamma > 1/\sigma$, correspondant à une préférence pour une résolution précoce de l'incertitude.

– cf. par exemple Quiggin (1982). La fonction u étant représentée par γ , il reste à déterminer le nombre minimal de paramètres susceptibles de caractériser la fonction de transformation ϕ associée, qui indique aussi le degré de *pessimisme* ou d'*optimisme* de l'agent – partout pessimiste si $\phi(p) < p$ (11).

Résumant une série d'études empiriques, Starmer (2000) indique que la fonction ϕ , non linéaire, doit être plus précisément « *en forme de S inversé* » pour rendre compte d'une plus grande sensibilité aux probabilités faibles ou élevées qu'aux probabilités moyennes ; mais surtout, « *la flexibilité permise par une spécification à deux paramètres permet de mieux expliquer les différences de comportements entre individus* » (p. 360).

Cependant, les modèles considérés jusqu'ici sont dits conventionnels parce qu'ils admettent encore, comme le critère EU, un pré-ordre total et continu sur les décisions ou actes (cf. encadré 2). Or ils ne parviennent toujours pas à rendre compte de certains faits significatifs, aussi bien réels qu'expérimentaux – l'utilité dépendante du rang n'explique ainsi qu'une part de l'énigme de la prime de risque.

L'approche non conventionnelle la plus féconde est celle des modèles à la Kahneman-Tversky (1979) – *prospect theory* – qui permettent de répondre à plusieurs de ces anomalies réfractaires. Les individus se déterminent en fonction d'un *niveau de référence* – la richesse initiale par exemple – par rapport auquel ils évaluent différemment les gains et des pertes en termes d'une fonction d'utilité : celle-ci présente, dans les deux cas, une sensibilité décroissante, mais décroît plus rapidement pour les pertes qu'elle n'augmente pour les gains de même montant. Appelée *aversion à la perte* (*loss aversion*), ce phénomène semble jouer un rôle crucial dans l'explication de certains comportements patrimoniaux hétérodoxes (12).

Pour obtenir des prédictions plus réalistes, les modèles à la Kahneman-Tversky incorporent, en outre, une fonction ϕ de transformation des probabilités. Il faut donc deux paramètres pour caractériser la fonction d'utilité *dépendante du signe* – l'un pour l'aversion à la perte et l'autre, γ par exemple, pour la sensibilité décroissante – et un troisième pour spécifier ϕ . Mais c'est encore insuffisant : des raisons tant théoriques qu'empiriques conduisent soit à introduire une « procédure d'édition » préalable (13), soit à

adopter une fonction ϕ à deux paramètres, comme c'est le cas dans les modèles à utilité dépendante à *la fois* du rang et du signe (combinant transformation des probabilités et aversion à la perte) (14).

Six paramètres de préférence pour caractériser les choix risqués de l'épargnant

Quatre paramètres seraient donc nécessaires pour expliquer les attitudes à l'égard du risque. C'est un minimum : les « théories du regret », par exemple, rendent compte d'autres anomalies systématiques, expérimentales ou observées. En outre, on a ignoré les comportements dans l'incertain *non probabilisable*. Le modèle EU généralisé, reposant sur des probabilités subjectives additives à la Savage rend mal compte de tels comportements, dont le plus connu est sans doute l'aversion à l'ambiguïté révélée par le paradoxe d'Ellsberg (15). Les modèles de décision dans l'incertain qui remédient le mieux à ces insuffisances montrent « *qu'un décideur peut à la fois avoir du goût pour le risque, du pessimisme, et de l'aversion pour l'ambiguïté* » (Cohen et Tallon, 2000, p. 663).

11. Cohen et Tallon (2000) (pp. 647 et 653) rappellent que les modèles à utilité dépendante du rang peuvent générer une aversion – faible – pour le risque avec une utilité convexe – chez un individu suffisamment « pessimiste » – ou, à l'inverse, un goût pour le risque avec une utilité marginale décroissante – chez un individu très « optimiste ». Gayant (2004) montre, dans un modèle de choix de portefeuille, que l'aversion probabiliste pour le risque ρ conduit à minimiser le risque alors que l'attitude relative aux gains et aux pertes (c'est-à-dire γ) incite à rechercher le meilleur compromis entre risque et rendement.

12. L'aversion à la perte des ménages contribuerait notamment à expliquer le rejet de produits comme la rente viagère ou l'assurance temporaire décès, dont l'acquisition comporte un risque d'investissement à fonds perdus (si l'on décède trop tôt ou trop tard, resp.), et cela en faveur de placements « sous-optimaux » à fonctions multiples : assurance décès vie entière ; épargne qui sert à la fois pour la retraite et la transmission du patrimoine.

13. La « procédure d'édition » comprend, pour Kahneman et Tversky (1979), un certain nombre d'opérations heuristiques : détermination subjective – selon le contexte – du niveau de référence par rapport auquel les résultats seront codés en termes de gains ou de pertes ; élimination d'entrée des loteries dominées (propriété de monotonie), etc.

14. Plusieurs explications – partielles – de l'énigme de la prime de risque peuvent donc être proposées au niveau des seules préférences : l'aversion pour le risque plus élevée induite par un background risk dans le cadre EU ; les préférences à la Kreps et Porteus ($\rho > 1/\sigma$) ; les modèles d'utilité dépendante du rang ; l'aversion à la perte si les agents sont suffisamment myopes (cf. Starmer (2000), p. 365).

15. Le « prix » que la majorité des individus est prête à payer pour un tirage d'une boule d'une couleur donnée dans une urne est toujours plus faible lorsque les proportions de boules de chaque couleur sont inconnues que quand il y a équirépartition ; or aucun ensemble de probabilités subjectives ne peut rendre compte de tels choix.

Si la théorie standard du cycle de vie n'a besoin, avec le modèle EU, que de deux paramètres de préférence individuels – γ et δ – pour caractériser les choix de l'épargnant face à un futur incertain, les modèles non EU les plus pertinents en utilisent donc au moins six :

- deux en certain : δ (dépréciation du futur) et σ (substitution intertemporelle) ;
- quatre supplémentaires en incertain – y compris γ (concavité de l'utilité).

Une gageure pour une analyse *empirique* qui voudrait incorporer toutes les conséquences des développements précédents (16).

Vers un comportement plus réaliste à l'égard du temps

On examine maintenant la dimension temporelle des choix et les critiques, tant théoriques qu'empiriques, adressées à un modèle DU qui résume l'effet des préférences individuelles par un seul paramètre δ – cf. Masson (1995 et 2000) et Frederick, Loewenstein et O'Donoghue (2002), noté désormais FLO. La plupart de ces critiques s'appliquent déjà dans un monde certain. Contrairement aux approches non standard du risque, elles remettent en cause les propriétés de base (i) à (v) attribuées au comportement de l'épargnant, notamment les caractères prospectif (iii) et temporellement cohérent (iv) des choix d'épargne.

Obtenu tant sur données expérimentales que dans les enquêtes auprès des ménages, un premier constat, empirique, concerne l'extrême variété des estimations du taux de dépréciation du futur – parfois à l'intérieur d'une même étude – ainsi que leur forte sensibilité à de multiples dimensions du choix considéré – sans commune mesure avec les variations mesurées dans le cas de l'aversion pour le risque. Selon FLO, les mesures s'étagent de - 6 % à plusieurs centaines de pour cent, et l'éventail ne se réduit pas dans les études les plus récentes, les valeurs élevées demeurant la majorité. En outre, les données – expérimentales – aboutissent à des taux d'actualisation plus élevés pour les gains que pour les pertes, pour les petits que pour les gros montants, ou lorsque l'on diffère une récompense plutôt qu'on la rapproche, etc. Ces taux varient encore selon la nature des options communes non pertinentes offertes, et peuvent

même être négatifs, en faveur de séquences de gains croissantes – où l'on privilégie le meilleur pour la fin – ou de profils de pertes décroissants.

Comment expliquer une telle dispersion des estimations ? Une première cause vient de ce que ces mesures intègrent de multiples facteurs polluants (*confounding factors*) qui n'ont rien à voir avec la préférence pure à l'égard du présent. C'est notamment le cas des études relatives aux comportements observés sur le terrain. Les mesures trop élevées fondées sur les arbitrages entre le prix d'achat et les coûts à terme de biens durables ne tiennent pas compte du manque d'information des agents, de leur confiance mitigée dans les gains futurs procurés par des appareils plus chers à l'achat, des coûts cachés – commodité, esthétique, etc. – (FLO, pp. 384-386). Même l'étude de Viscusi et Moore (1989), qui considère l'arbitrage entre des métiers à risque mieux rémunérés mais diminuant l'espérance de vie, et les estimations d'équations d'Euler sur données de panel (Lawrence, 1991) *surestiment*, elles aussi, la préférence pour le présent, notamment parce qu'elles ignorent l'existence de contraintes de liquidité et n'intègrent pas – ou qu'en partie – les effets de l'incertitude de la durée de vie (17).

Les expériences naturelles où des individus se voient offrir le choix entre un paiement unique en capital ou une rente viagère (indemnisation, produit d'assurance vie, etc.) sont entachées de biais comparables : plutôt que de refléter une forte préférence pour le présent, le rejet fréquent de la rente peut s'expliquer aussi bien par sa non-indexation sur l'inflation, l'existence de contraintes de liquidité ou à l'emprunt, les opportunités d'investissement manquées, l'aversion à la perte – c'est-à-dire le risque d'investir à fonds perdus en cas de mort prématurée –, l'effet d'assurance procuré par la retraite publique, la présence d'un motif de transmission ou d'autres raisons familiales, etc.

Outre ces facteurs polluants, une seconde raison expliquerait les valeurs trop élevées et l'instabilité des mesures : elle tiendrait à la nature des

16. Et encore, ce compte suppose des préférences homothétiques : autrement, même dans le cadre EU, il faudrait distinguer entre l'aversion pour le risque, la prudence, la tempérance, etc. au lieu de ne considérer qu'un seul paramètre γ .

17. Ces études, qui obtiennent des taux d'actualisation plus raisonnables (entre 1 et 14 %) et décroissants selon le niveau d'éducation, souffrent encore d'une formalisation théorique rigide, imposant la séparabilité entre loisirs et consommation, un taux δ constant selon l'âge, et surtout une aversion relative – constante – pour le risque γ identique pour tous les individus (cf. Masson, 1995).

choix proposés qui, surtout dans les études expérimentales, portent sur le *court terme*. L'hypothèse serait qu'un seul taux d'actualisation (δ) pourrait bien rendre compte de la dimension temporelle des décisions à l'échelle du cycle de vie ; à plus court terme, d'autres facteurs individuels, de préférence ou autre, devraient être introduits pour corriger maintes anomalies du modèle DU.

Actualisation hyperbolique : futur proche et futur éloigné

Ces biais de mesure sont d'abord analysés sur le court terme. Les données expérimentales suggèrent effectivement que le taux de dépréciation du futur ne conduirait pas à une actualisation exponentielle de type (4), mais serait, au contraire, décroissant selon la distance au présent, étant beaucoup plus élevé pour le futur proche que pour le futur éloigné. Cette propriété génère des inversions de préférences, soit intuitivement : *aujourd'hui*, je préfère recevoir 1 maintenant plutôt que 2 demain, mais aussi recevoir 2 dans un an et un jour à 1 dans un an ; or, *dans un an*, je ne serai plus d'accord avec ce second choix, préférant recevoir 1 tout de suite. Ce conflit entre les préférences du moi présent et celles du moi futur engendre une *incohérence temporelle* des choix.

Une formalisation simple, en temps discret, de cette attitude à l'égard du temps est l'actualisation (quasi) *hyperbolique*. À côté du taux de dépréciation du futur de long terme, δ , est introduit un nouveau taux de préférence temporelle, β (cf. Laibson, 1997) :

$$U^t(C_t, C_{t+1}, \dots, C_T) = u_t(C_t) + (1-\beta) \sum_{k=1}^{T-t} (1+\delta)^{-k} u_{t+k}(C_{t+k}) \quad (13)$$

avec : $0 \leq \beta \leq 1$

Le taux de dépréciation du futur entre la période présente t et la période suivante $t+1$ est $(1-\beta)\delta$; entre deux périodes futures adjacentes ($t+1$ et $t+2$ par exemple), il reste égal à δ . Dès que β est strictement supérieur à zéro, il y a incohérence temporelle des choix ; $\beta = 1$ correspond à la « myopie » complète.

La littérature économique propose deux interprétations, non exclusives, de ce paramètre β . La première invoque un déficit d'imagination ou de clairvoyance : le présent accapare trop

l'esprit (le mot anglais est *saliency*), et l'individu présente une tendance à la procrastination – *mañana effect* –, soit à remettre sans cesse au lendemain les tâches ou résolutions désagréables (cf. Akerlof, 1991). L'autre interprétation fait intervenir un déficit de volonté, un manque de maîtrise de soi qui pousse le sujet à succomber à ses passions contre son propre intérêt à l'image d'Ulysse en route pour Ithaque qui se retrouve attaché au mât, hurlant pour rejoindre les sirènes sans plus se soucier de son avenir.

Qu'elle soit d'origine cognitive ou volitive, l'incohérence temporelle limite d'autant la souveraineté de l'agent. Alors qu'une rationalité pleine et entière conduirait à des choix optimaux, l'individu incohérent peut faire *mieux* si ses options sont réduites ou ses choix contraints. S'il est suffisamment « sophistiqué » (FLO, pp. 367-368) pour anticiper ses incohérences temporelles, il peut trouver par lui-même une solution à travers une stratégie de *pré-engagement* qui fait souvent appel à des tiers – Ulysse se fait attacher au mât. Sinon, l'intervention publique et même la fonction tutélaire de l'État sont justifiées.

Utilité du loisir, allocation du temps, habitudes, phénomènes d'anticipation, etc.

Le modèle DU modifié (13) revient finalement à distinguer deux taux d'actualisation, β sur le court terme, et δ sur le long terme (18). À supposer que l'on puisse contrôler les sources de biais les plus évidentes (incertitude du futur, contraintes de liquidité, etc.), on considère maintenant les autres attitudes à l'égard du temps dont les études menées en laboratoire et les données d'enquêtes ont montré qu'elles pouvaient largement affecter les mesures des taux d'actualisation ; la situation rêvée serait qu'elles polluent surtout le degré d'incohérence temporelle β mais peu le taux δ de préférence pour le présent.

La plupart de ces attitudes à l'égard du temps proviennent, au plan théorique, du fait que l'utilité instantanée u_t dans les relations (3) ou (13) dépend d'*autres arguments* que de la consommation courante $C(t)$ ou C_t : temps de loisir ; goûts ou besoins du moment ; état de santé ;

18. En faveur de cette interprétation court terme/long terme, FLO (pp. 361-362) montrent que la décroissance « statistique » des taux d'actualisation avec l'éloignement au présent, qu'ils obtiennent en reportant sur un même graphique les estimations des différentes études, disparaît dès que l'on se limite à celles qui envisagent des horizons de choix supérieurs à un an.

habitudes (u_t dépend de C_{t-1}), phénomènes d'anticipations (u_t dépend de C_{t+1} , etc.).

Une première série de ces facteurs perturbateurs (*confounding*), souvent ignorée, renvoie au *temps-ressource rare* : en particulier, l'utilité instantanée, $u(C, l)$, ne dépend pas seulement de la consommation mais aussi du temps consacré au *loisir*, $l(t)$, dont l'utilité relative conditionne les décisions d'offre de travail et les efforts de formation.

Sur le court terme, les effets de ces facteurs sont souvent confondus avec ceux du paramètre β , qui concerne, lui, le temps-horizon. L'agent peut ainsi préférer un aujourd'hui à deux demain uniquement parce qu'il déteste attendre, « son temps étant compté » : toutes choses égales d'ailleurs, son coût d'opportunité augmentera avec sa propension au loisir, le taux de salaire, le temps consacré aux enfants ou encore à la gestion du patrimoine – notamment professionnel –, etc.

Sans plus de précision, on note β' le paramètre qui mesure à quel point l'individu est ainsi *pressé*. Les comportements d'une personne pressée ressemblent beaucoup à ceux d'un sujet impulsif ou impatient (c'est-à-dire à β élevé), à la différence essentielle, toutefois, qu'ils sont *a priori* temporellement cohérents. Plus généralement, β est susceptible d'engendrer des comportements quasi pathologiques – addiction ou surconsommation de produits nocifs, refus d'acquiescer une information même sans coût (ignorance stratégique) – totalement étrangers à un sujet pressé : ce dernier hésitera plutôt à détenir des actifs rentables si leur gestion requiert trop de temps (FLO, p. 367) (19).

La préférence pure pour le présent δ devra donc être séparée des comportements de court terme qui renvoient aussi bien au taux d'actualisation β – incohérence temporelle – qu'au paramètre β' – coût du temps – phénomènes divers dont on essaye de rendre compte à l'aide d'une seule préférence, qualifiée d'impatience à court terme (voir *infra*).

L'analyse des effets de revenus du travail endogènes ne peut malheureusement pas se limiter à ce cadre statique : elle doit envisager l'allocation des biens et du temps sur le cycle de vie, et incorporer aussi le fait que certaines consommations sont elles-mêmes *chronophages*. Les choix de l'agent sur le long terme vont alors dépendre de nouveaux facteurs ou préférences qui peuvent biaiser l'estimation du taux de dépréciation du futur δ .

Une formalisation théorique simplifiée peut suivre Ghez et Becker (1975) : l'utilité instantanée à la période t ne dépend plus directement de C_t mais de la demande finale $D_t = F(C_p, l_t, K_t)$, elle-même produite à partir de la consommation globale C_p , du loisir l_t – réinterprété comme le temps de la période t consacré à cette production domestique, plutôt qu'au travail ou à la formation –, mais aussi de K_t , représentant un vecteur de stocks de capitaux : santé, éducation, information, capacités diverses, etc. Les contraintes à la maximisation comprennent celles de budget et de temps, voire de disponibilité intellectuelle (20), ainsi que les équations de variation des stocks. Hors tout effet de préférence temporelle, les activités les plus consommatrices de temps vont alors être repoussées – ou avancées – à des périodes de moindre taux de salaire – ou de plus de temps libre –, les choix dépendant encore de multiples paramètres individuels comme le degré de substitution – ou de complémentarité – entre consommation et loisir.

On voit les biais que peuvent engendrer ces facteurs lorsque l'on cherche à mesurer δ directement en comparant un plaisir aujourd'hui à un autre – accru – demain (cf. [Temps]). Tel individu qui privilégie fortement le présent, peut néanmoins décider, s'il est aujourd'hui très occupé, de remettre à des jours plus tranquilles – à la retraite par exemple – des vacances rêvées, quitte même à épargner dans l'intervalle pour les financer ; tel autre, prévoyant, avancera, au contraire, ces mêmes vacances parce qu'il craint de ne plus avoir la santé nécessaire pour les apprécier pleinement dans 10 ans ou d'être pris par ses petits-enfants.

Le *survey* de FLO montre cependant que les critiques les plus virulentes adressées au modèle DU, sous la forme (13) avec $\beta = 0$ et $u_t = u$, ont porté sur les propriétés de constance des goûts et d'additivité des préférences (ou « indépendance des besoins »). Or l'observation la plus banale semble contredire ces hypothèses d'invariance qui pourraient introduire des biais importants dans la mesure des taux d'actualisation temporelle (cf. encadré 3).

19. Cependant, une impatience ne rime pas forcément avec imprévoyance. Un fort taux β' peut aller de pair avec un faible taux δ : le sujet est prévoyant à long terme mais pressé à court terme. Une configuration analogue entre β et δ est également possible et conduit souvent au pré-engagement, comme dans le cas archétypal d'Ulysse.

20. Contraintes liées aux limites cognitives du cerveau (cf. Herbert Simon : « mind as a scarce resource »).

Encadré 3

**VARIATIONS DES GOÛTS ET NON-SÉPARABILITÉS TEMPORELLES :
BIAIS DE MESURE DU TAUX DE DÉPRÉCIATION DU FUTUR**

Il s'agit ici de mieux spécifier ces facteurs qui polluent l'estimation du taux de dépréciation du futur δ afin d'explicitier les moyens de les contrôler ou d'apprécier, à défaut, la nature des biais de mesure introduits.

Les goûts et les besoins varient au cours du temps

L'utilité courante du ménage dépend de variables démographiques, Z_t , qui affectent la désirabilité de la consommation aux différentes périodes de l'existence :

$$u_t(C_t) = u(C_t, Z_t) \quad (A)$$

Une mesure non biaisée de δ supposerait que l'on contrôle les estimations en tenant compte des variations systématiques ou prédictibles de ces *taste shifters* Z_t au cours du cycle de vie.

On pourrait, pour ce faire, s'inspirer de la méthode utilisée par Attanasio et Browning (1995) dans leur test du modèle du cycle de vie. Les auteurs conditionnent l'équation d'Euler par l'âge, l'éducation, la composition familiale, le statut relatif à l'emploi (si la personne de référence est employée ou chômeur, si la femme a ou non un emploi, etc.). La conclusion de leur étude est favorable à la théorie du cycle de vie : censées représenter des changements de goûts ou de besoins, les variables de contrôle expliqueraient la corrélation observée entre consommation et revenu (c'est-à-dire le lissage seulement partiel de la consommation). Autrement dit, un célibataire à qui il n'arriverait « rien » sur son cycle de vie aurait un profil de consommation très régulier.

La formation d'habitudes...

Contrairement au modèle DU, le bien-être dérivé de la consommation présente C_t est supposé dépendre des consommations passées (effets d'habitudes) ou attendues (phénomènes d'anticipation), en particulier de celles des périodes adjacentes : C_{t-1} et \hat{C}_{t+1} (\hat{X} : anticipée).

La formation d'habitudes remet en cause le caractère prospectif des comportements mais préserve la cohérence temporelle des choix – habitudes rationnelles – si l'individu prend correctement en compte le fait que le niveau choisi de sa consommation actuelle va influencer sur ses préférences futures. Les habitudes rationnelles sont souvent introduites, là encore sous forme d'une variation des goûts au cours du temps, en faisant dépendre l'utilité instantanée du stock d'habitudes déjà accumulé, S_t :

$$U = \sum_0^T (1 + \delta)^{-t} u(C_t, S_t); S_{t+1} = (1 - \varepsilon) S_t + C_{t-1} \quad (B)$$

la variation du stock dépendant des « investissements », C_{t+1} , et de sa dépréciation, supposée s'effectuer au taux constant ε . Le modèle d'addiction rationnelle de Becker et Murphy (1988) est fondé sur une formulation de ce genre.

Une spécification linéaire $u(\kappa C_t - \lambda S_t)$ correspond à une formation d'habitudes lorsque κ et λ sont positifs : plus l'habitude est prégnante, c'est-à-dire plus le stock S_t est important, et plus la consommation C_t doit être élevée pour générer le même niveau de satisfaction. Un exemple simple est obtenu en posant $\kappa = 1 - \lambda$, $\lambda = -a/(1 - \varepsilon)$, puis en supposant une dépréciation totale ($\varepsilon = 1$) ; on aboutit alors à la spécification (Deaton, 1992, p. 30) :

$$U = \sum_0^T (1 + \delta)^{-t} u(C_t - aC_{t-1}) \quad (C)$$

où le paramètre de préférence a indique le degré de persistance des habitudes, dont l'effet est supposé ici se limiter au niveau de consommation de la période précédente.

La non-séparabilité introduite dans les relations (B) ou (C) implique que le taux marginal de substitution entre les consommations de deux périodes t et t' ne dépendra plus seulement du niveau de ces deux consommations mais également de celui d'autres périodes. Il s'ensuit que l'élasticité intertemporelle de substitution σ n'est plus l'inverse de γ , l'élasticité – au signe près – de l'utilité marginale.

Dans (C), par exemple, l'effet d'habitude aboutit à ce que l'agent ne retire du bien-être que de $(C_t - aC_{t-1})$, soit de « l'excès » de sa consommation courante sur celle – pondérée – de la période précédente. L'agent temporellement cohérent va alors chercher, autant que faire se peut, à diminuer la portée de cet effet de comparaison nocif : pour éviter de devenir blasé trop tôt, il va *différer* quelque peu sa consommation. Autrement dit, les habitudes augmentent le taux de croissance anticipé de la consommation g (dont la valeur standard est donnée par (7)), et induisent un *biais en faveur du futur*. Les mesures du taux de préférence temporelle δ qui ignorent ce biais seront donc *sous-estimées* (1).

Comment alors interpréter le fait que Fisher (1930, pp. 83-84) cite les habitudes parmi les facteurs personnels qui *augmentent*, au contraire, l'impatience des individus ? Son analyse se comprend le mieux en cas de *choc négatif* imprévu : face à une baisse inopinée des ressources, les habitudes – auxquelles on est attaché et auxquelles on ne veut pas renoncer – créent, à court terme, une résistance à la réduction de la consommation – voir l'effet de cliquet asymétrique de Duesenberry – et peuvent donner l'illusion d'un comportement imprévoyant. Fisher poursuit la même idée dans un cadre intergénérationnel : une origine sociale élevée prédisposerait, en cas de revers de fortune, à un comportement de fils prodigue.



1. En avenir risqué, le fait qu'il se réfère au différentiel $(C_t - aC_{t-1})$, présentant une plus grande variabilité relative que le montant de la consommation lui-même, conduirait par ailleurs l'agent à se protéger davantage, ce qui contribuerait à expliquer l'énigme de la prime de risque (cf. Deaton, 1992, pp. 68-70, et références).

L'évolution des goûts et des besoins au cours du cycle de vie peut être prise en compte, *a priori*, en faisant dépendre l'utilité de la période, $u_t = u(C_t, Z_t)$, de variables Z_t propres au ménage – taille ou composition démographique, le fait que la femme travaille ou non, le fait que le mari soit au chômage ou non, le niveau d'éducation, l'état de santé, etc. – qui renseignent sur ses besoins courants.

Reconnaître que le bien-être dérivé de la consommation C_t , à la période t , n'est pas indépendant des consommations des autres périodes, passées ou à venir, remet davantage en cause les présupposés des modèles du cycle de vie : la dépendance par rapport au passé correspond à la formation d'*habitudes* ; celle vis-à-vis de l'avenir traduit des phénomènes d'*anticipation*, tels le plaisir retiré de l'attente d'un événement agréable (*savoring*) ou, au contraire, l'appréhension d'une expérience pénible à venir (*dread*). L'encadré 3 indique comment peuvent être formalisés ces différents effets.

Trois nouveaux paramètres de préférence, *a priori* indépendants, doivent alors être introduits : a , le degré de persistance des habitudes ; b , la propension au *savoring* ; b' , la propension au *dread*, dont les effets porteraient surtout – heureusement – sur le court terme.

L'encadré 3 analyse les biais d'évaluation de δ ou β que peuvent engendrer ces différents facteurs s'ils ne sont pas contrôlés : on voudrait ainsi éviter, par exemple, que le taux de dépréciation du futur estimé mesure seulement la diminution des capacités de jouissance avec l'âge.

Extension de l'horizon (motif de transmission altruiste)

Dans le modèle DU, l'horizon sur lequel s'effectue la somme actualisée des utilités instantanées a pour terme celui de l'existence de l'agent, T . Cette propriété (ii) des modèles de

Encadré 3 (suite)

... et les phénomènes d'anticipation : *savoring* et *dread*

Ce même biais en faveur du futur est engendré par les phénomènes d'anticipation, tel le désir général d'amélioration dans l'avenir et, plus particulièrement, le plaisir de l'attente (*savoring*) d'un événement heureux que l'on diffère, ou l'appréhension (*dread*) d'une corvée ou d'une expérience douloureuse dont on cherche au contraire à être débarrassée au plus vite (2).

Ces phénomènes correspondent, cette fois, à des non-séparabilités *prospectives* : dans le cas du *savoring*, l'individu tire satisfaction non seulement de sa consommation présente mais aussi de l'anticipation d'une consommation future élevée, par exemple. Une formalisation – trop – schématique, donnée ici seulement à titre d'illustration, pourrait être la suivante :

$$U = \sum_0^T (1 + \delta)^{-t} u_t (C_t + b\Delta^+ \hat{C}_{t+1} - b'\Delta^- \hat{C}_{t+1}); \quad b, b' \geq 0 \quad (D)$$

où le paramètre de préférence individuel b caractérise la propension au plaisir de l'attente, b' celle à l'appréhension ; Δ^+ représente, lorsqu'il est positif, l'écart de la consommation prévue en $t + 1$ à un niveau de référence (« événement heureux ») et Δ^- ce même écart, en valeur absolue, lorsqu'il est négatif (les phénomènes d'anticipation sont censés, à tort, ne durer ici qu'une période).

On admet, en général, que les comportements de plaisir de l'attente sont plus anecdotiques et moins prégnants que les comportements d'appréhension qui pourraient s'observer même sur le long terme (FLO, p. 364). En fait, les deux attitudes obéiraient à des déterminants différents, et les phénomènes d'appréhension justifieraient donc l'introduction d'un paramètre

de préférence *indépendant*, b' , qui serait le plus souvent supérieur à b (Parfit, 1984).

Le comportement reste prospectif mais *n'est plus cohérent temporellement*, le futur n'étant pas globalement séparable du présent. L'incohérence des choix engendrée apparaît, en outre, symétrique de celle obtenue avec l'actualisation hyperbolique : dans ce dernier cas, l'individu remettrait toujours au lendemain la décision raisonnable, d'épargner par exemple ; ici, l'individu pourrait ajourner régulièrement sa décision de consommer le lendemain pour éprouver encore une dernière fois le plaisir de l'attente (FLO, p. 371).

À rebours d'une priorité accordée au présent, la préférence pour les séquences croissantes de gains ou de satisfactions observée sur les données expérimentales peut donc s'expliquer aussi bien par les habitudes, l'aversion à la perte – l'effet de cliquet – ou le plaisir de l'attente ; en revanche, la préférence pour des séquences décroissantes de pertes ou d'expériences douloureuses tiendrait, elle, surtout à l'appréhension (3).

2. La préférence pour le présent implique, au contraire, que l'on refuse de sacrifier un plaisir actuel pour un plaisir futur plus grand et, parallèlement, que l'on repousse au lendemain les tâches désagréables (*procrastination*).

3. Les habitudes rationnelles préservent la cohérence temporelle, les phénomènes d'anticipation sont compatibles avec des choix prospectifs. Caplin et Leahy (2000) reviennent sur les deux propriétés à la fois : les individus actualisent le passé à un taux différent de celui utilisé pour l'avenir. Une actualisation exponentielle du futur va alors souvent de pair avec une incohérence temporelle rétrospective : l'agent regrette aujourd'hui – à 50 ans – ses choix passés – d'avoir trop consommé, de son point de vue actuel, pendant sa jeunesse –, mais s'il avait la possibilité de recommencer sa vie, referait les mêmes choix aux mêmes âges.

cycle de vie exclut, de manière irréaliste, tout motif de transmission de nature tant soit peu altruiste (cf. Arrondel et Masson, 2003 et références).

La littérature économique offre deux grandes voies de modélisation des préférences altruistes au plan intergénérationnel. La première, qualifiée d'altruisme *paternaliste* ou « joie de donner », suppose que les parents retirent satisfaction du legs ou du don lui-même, sans considération réelle de l'impact du transfert sur le bien-être de leurs enfants. Par exemple, le legs B_T (après impôt ?) intervient comme une consommation de la $T + 1^{\text{ème}}$ période :

$$U = \sum_0^T (1 + \delta)^{-t} u(C_t) + \theta(n) v(B_T) \quad (14)$$

où le paramètre de préférence $\theta(n)$ représente la force du motif de transmission, supposée en général croissante avec le nombre d'enfants n , et la fonction v peut avoir une élasticité plus faible que u pour rendre compte du fait que le legs est un bien de luxe.

La seconde voie, sans doute préférable tant au plan théorique qu'empirique, est celle de l'altruisme *dynastique* à la Becker (1991) : les parents retirent satisfaction du bien-être de leurs enfants, qui lui-même dépendrait du bien-être des petits-enfants, etc. Sous forme ramassée, intergénérationnelle, les préférences s'écrivent :

$$U = V(C) + \theta(n) U_{enf} \quad (15)$$

où C désigne la consommation propre sur le cycle de vie et U_{enf} le niveau d'utilité atteignable d'un enfant. Le degré d'altruisme parental $\theta(n)$ est le facteur d'escompte de l'utilité procuré par le bien-être d'un enfant par rapport à la consommation : il joue un rôle analogue au facteur $\alpha(t)$ d'actualisation sur le cycle de vie dans la relation (3). Sur le même mode que le taux de dépréciation du futur δ , on peut donc définir un taux d'escompte de l'utilité des enfants, ζ (21).

Ce parallélisme pourrait donner à penser que les taux δ et ζ sont très fortement corrélés, comme le suggérait déjà Aristote dans l'*Éthique à Nicomaque* : « l'amitié » – l'amour – du père pour ses enfants, assimilés à des « parties de lui-même », y est conçue comme le prolongement de l'amour de soi (*philautie*). Or tel n'est pas forcément le cas. Accorder une importance démesurée à ses projets ou à son parcours de vie, à son « destin » (δ nul), peut tout aussi bien correspondre à une forme pathologique

d'égoïsme, comme dans le cas d'une avarice extrême (Parfit, 1984). Sans aller plus loin, on retiendra seulement que δ et ζ sont à considérer *a priori* comme des paramètres de préférence indépendants.

Les anomalies des choix temporels : six nouveaux paramètres de préférence

Les anomalies les plus systématiques du modèle DU, décelées d'abord sur les données expérimentales mais aussi dans le monde réel, obligent donc à introduire, à côté des deux paramètres de base δ et γ – sans compter l'élasticité de substitution σ –, toute une série d'autres paramètres de préférence :

- β (actualisation hyperbolique) ; β' (individu « pressé ») ;
- a (habitudes) ; b (*savoring*) ; b' (*dread*) ;
- θ (degré d'altruisme) ;

soit au moins *six nouveaux* paramètres de préférence indépendants.

La discussion précédente montre, en outre, qu'il s'agit clairement d'une borne inférieure – voir le cas des activités consommatrices de temps. De plus, les critiques les plus récentes du modèle DU ont tendance à ne pas se satisfaire des modèles alternatifs proposés jusqu'ici : elles poussent typiquement à l'introduction de paramètres de préférence supplémentaires, comme le montrent les deux exemples représentatifs suivants.

Peu satisfaits par le caractère unidimensionnel du taux de dépréciation du futur δ , FLO (pp. 390-393) proposent de le diviser en trois composantes psychologiques : impulsivité (conduisant à des comportements spontanés, non réfléchis) ; compulsivité (la tendance à faire des plans et à les mener à bien) ; inhibition (le contrôle de ses émotions et de ses appétits). Les auteurs se proposent de mesurer indépendamment ces trois composantes.

Certains économistes vont plus loin. Lusardi (1999 et 2002) et Ameriks *et al.* (2003) lient le niveau de la richesse à une « *propension à planifier financièrement* » mal définie plutôt qu'au

21. À rebours, $\alpha(t)$ s'interpréterait comme le degré « d'auto-altruisme » du « moi présent » – à la date 0 – pour son « descendant » qu'est le « moi à la date t » (Masson, 2000, pp. 214-216).

taux de dépréciation du futur *stricto sensu*. Selon Lusardi, les ménages américains actifs qui « *pensent peu ou pas du tout à la retraite* » détiendraient significativement moins de patrimoine. D'après Ameriks *et al.*, contrairement à leurs mesures – très approximatives – des préférences standard, le fait de « *passer beaucoup de temps à élaborer un plan financier* » aurait un effet positif marqué sur les montants de patrimoine globaux et financiers (22).

Le réalisme, au prix d'une profusion de paramètres de goûts ?

Au total, les critiques conjuguées adressées aux modèles DU et EU et la détection d'un nombre croissant d'anomalies de ces modèles ont eu deux conséquences.

Tout d'abord, elles ont abouti à une invalidation complète des hypothèses (i) à (v) qui dictent les choix de l'épargnant dans la théorie standard, c'est-à-dire des préférences autonomes, relatives à l'horizon de vie de l'agent, prospectives, temporellement cohérentes et homothétiques. La moins critiquée, jusqu'ici, a sans doute été la première, imposant des préférences indépendantes de celles d'autrui : les économistes ont été, sans doute, moins sensibles que les sociologues aux théories de la consommation ostentatoire, selon Veblen (1899) ou Duesenberry (1949), bien que Abel (1990), par exemple, étudie déjà l'effet d'une interdépendance des préférences sur l'énigme de la prime de risque.

La seconde conséquence a trait à la multiplication des paramètres de préférence individuels qu'il apparaît nécessaire d'introduire pour rendre compte de manière un tant soit peu réaliste des comportements observés *in vitro* et *in vivo*. L'analyse précédente chiffre, au minimum, à une dizaine le nombre requis de paramètres supplémentaires, outre les deux de base, γ et δ .

Or ce double mouvement ne semble pas prêt de s'arrêter. L'engouement pour l'économie sociologique ou psychosociologique et le développement des données, avec des questions directes sur les préférences individuelles, risquent de disqualifier encore plus la théorie standard et d'accélérer le recours à de nouveaux paramètres. Les modèles de choix en incertain non probabilisable expliquent les comportements financiers par les degrés d'aversion à l'ambiguïté ou

à l'incertitude. Le rejet croissant de l'homothétie des préférences signifie qu'un individu plus averse au risque qu'un autre dans ses choix de portefeuille pourrait être moins prudent dans son épargne de précaution (23). L'absence de réponse à des questions *a priori* élémentaires – par exemple, « *Pourquoi tant de ménages épargnent si peu ?* » (titre de Lusardi, 2002) – pousse même à inventer de nouvelles préférences, telle la propension à planifier, concept vague pour lequel on ne dispose pas de théorie.

On peut alors se demander si la microéconomie de l'épargnant, dans ses tentatives d'explication de la diversité des comportements d'accumulation, ne se dirige pas vers une impasse. La solution semble passer par un retour à davantage de *rigueur* pour éviter, surtout dans le cas de la préférence temporelle, tant les risques de confusion dans l'identification des paramètres de préférence que les pollutions des mesures par d'autres facteurs. Elle suppose aussi une plus grande *parcimonie*, pour retrouver une démarche opérationnelle qui concilie des exigences théoriques et empiriques nouvelles avec l'estimation d'un nombre restreint de paramètres de préférence pas trop éloignés de ceux de la théorie standard.

Risques de confusion

On ne considère, dans un premier temps, que les paramètres de la théorie standard – δ , taux de dépréciation du futur ; $\sigma = 1/\gamma$, élasticité intertemporelle de substitution ; γ , aversion relative pour le risque – et le taux marginal de substitution (TMS) entre deux périodes. En environnement certain, sous l'hypothèse de marchés parfaits caractérisés par le taux d'intérêt r , on sait d'après les relations (5) que le taux d'équilibre, TMS_i^* pour l'agent i , est égal à $(1 + r)$, alors que le taux entre deux consommations égales, $TMS_i(C, C)$, vaut $(1 + \delta_i)$. En même temps, σ_i mesure la courbure des courbes d'indifférence (maximale pour $\sigma \rightarrow 0$, nulle pour $\sigma \rightarrow +\infty$), et l'élasticité du taux marginal de substitution par rapport au ratio des consommations vaut $1/\sigma_i$.

22. Pour résoudre le problème évident d'endogénéité – une fortune élevée conduirait à penser davantage à la retraite plutôt que l'inverse –, Ameriks *et al.* (2003) utilisent comme variable instrumentale une question relative à la propension à planifier ses vacances.

23. Les préférences homothétiques auraient notamment l'inconvénient d'engendrer des choix de portefeuille statiques du fait d'une tolérance au risque linéaire (Gollier et Zeckhauser, 2002).

Ces relations entre les paramètres indépendants r , σ_i et δ_i , sont source potentielle de confusion. Le célèbre dicton de La Fontaine – « *Un tiens vaut, ce dit-on, mieux que deux tu l'auras* » –, semble caractériser ce que l'on entend par une préférence pour le présent, δ_i . Le dicton peut tout aussi bien s'interpréter comme un arbitrage financier au taux r : un aujourd'hui, judicieusement placé, rapportera plus que deux demain. La réponse de La Fontaine – « *L'un est sûr, l'autre pas* » – renvoie, elle, aux choix risqués et donc à $\gamma_i = 1/\sigma_i$: le futur est déprécié simplement parce qu'il est incertain. La théorie sépare bien le taux du marché r des paramètres individuels de préférence, l'un (σ_i ou γ_i) concernant le désir de lissage de la consommation ou l'attitude à l'égard du risque, et l'autre (δ_i) caractérisant l'attitude à l'égard de l'avenir. Mais les mesures empiriques auront du mal à respecter ces lignes de partage : la relation (7), qui fait dépendre le taux de croissance de la consommation g des trois paramètres à la fois : $g_i = \sigma_i (r - \delta_i)$, résume bien la difficulté.

L'étape suivante, non standard, qui distinguerait $1/\sigma_i$, l'aversion aux fluctuations temporelles de la consommation, de γ_i , l'aversion aux fluctuations de la consommation entre les états de la nature, pose d'autres problèmes. Barsky *et al.* (1997) proposent de mesurer indépendamment, sur données expérimentales, γ_i par des choix de loteries ou assimilés, et σ_i à partir de la relation (7), en comparant les choix effectués, pour différentes valeurs du taux d'intérêt r , entre différents profils de consommations – croissants ou décroissants – de même montant actualisé. Mais les tentatives de mesures expérimentales de σ_i se sont soldées par un échec. En effet, si les choix de profils de consommation, g_1 et g_2 pour deux taux d'intérêt r_1 et r_2 permettent bien d'obtenir, pour chaque individu – indice i omis –, une estimation de σ par la formule :

$$\hat{\sigma}_{12} = (g_1 - g_2) / (r_1 - r_2) \quad (16)$$

cette mesure n'est pas stable : les choix observés pour r_1 et r_3 conduiront à des valeurs $\hat{\sigma}_{13}$ qui ont peu à voir avec $\hat{\sigma}_{12}$. Comment alors mesurer les différences individuelles $\gamma_i - (1/\sigma_i)$?

Risques de pollution : le cas d'une préférence *pure* pour le présent

Lorsque l'on s'éloigne davantage du monde idéal de la théorie standard, ces problèmes d'identification deviennent rapidement inextricables du fait de la multiplication des facteurs à

considérer : faute de pouvoir isoler le paramètre de préférence recherché, on mesure les effets d'un mélange hétéroclite et variable de ces facteurs et du paramètre incriminé. Ce risque de pollution, particulièrement important dans le cas du taux de dépréciation du futur δ , expliquerait les mesures trop disparates de ce taux obtenues dans les études précédentes (cf. FLO ; Masson, 2000). On peut ainsi dresser une liste indicative des facteurs à contrôler si l'on veut évaluer une préférence *pure* pour le présent, qui concernerait seulement les poids relatifs attribués aux satisfactions des différentes périodes du cycle de vie, indépendamment de tout effet de l'incertain ou de court terme. Dans la comparaison entre « un aujourd'hui contre deux plus tard », sont susceptibles d'intervenir les facteurs suivants, autres que δ :

1. le taux d'intérêt r (arbitrage financier) ;
2. l'utilité marginale décroissante (γ), dès que les consommations présentes et futures diffèrent ;
3. l'élasticité intertemporelle de substitution σ ;
4. l'incertitude des revenus futurs et donc les préférences à l'égard du risque ($\rho, \pi \dots$) ;
5. les probabilités de survie $s(t)$;
6. l'impulsivité (β) ;
7. le fait d'être « pressé » (β') ;
8. les changements de préférence, comme la baisse des besoins de consommation à âge élevé (Z_t) ;
9. les habitudes (a) ;
10. le plaisir de l'attente (b) et de même...
11. les phénomènes d'appréhension (b') ;
12. les contraintes de liquidité, qui empêchent d'emprunter aujourd'hui sur ses espérances de gains futurs (24).

La plupart de ces facteurs introduisent un biais en faveur du présent, surtout si l'agent prévoit d'augmenter sa consommation, et vont donc conduire à *surestimer* les δ s'ils ne sont pas contrôlés. Les seuls facteurs induisant un biais

24. La distinction entre préférence temporelle et contraintes d'emprunt est peut-être la plus délicate. Les modèles de *buffer-stock* (fonds de contingence) - où l'accumulation est limitée à quelques encaisses de précaution contre les chutes inopinées du revenu d'activité - requièrent des individus désireux d'emprunter sur leurs ressources futures si celles-ci étaient certaines, soit qu'ils déprécient fortement le futur, soit qu'ils anticipent un profil de gains fortement croissant ; mais les modèles semblent incapables de distinguer les comportements d'épargne obtenus dans ces deux cas d'impatience (cf. Caroll, 2001 ; Arrondel et Masson, 1996).

systématique en faveur du futur relèvent de phénomènes d'anticipation (10 et 11). Les phénomènes d'habitudes (9) ont un effet ambigu, pouvant aussi bien surestimer que sous-estimer δ (cf. encadré 3).

Une tâche impossible ?

Pour paraphraser une phrase célèbre, la préférence pure pour le présent, soit l'actualisation des utilités futures en tant que telles, serait alors « *ce qui reste lorsque l'on a modélisé autrement tout ce qui pouvait l'être* ». On sait que certains auteurs comme Ramsey (1928) ou Tobin (1985) pensent alors qu'il ne reste *rien* – si ce n'est, éventuellement, les effets d'une attitude irrationnelle, assimilable à un défaut d'imagination ou de volonté. FLO prétendent aussi qu'un contrôle adéquat des facteurs de biais devrait conduire à des choix intertemporels révélant des « *taux de préférence beaucoup plus bas, à vrai dire peut-être même nuls* » (p. 389). Ils en viennent parfois à assimiler la préférence temporelle à une véritable déficience, lorsqu'ils suggèrent que certains dommages du cerveau conduisent à une myopie extrême ou s'intéressent aux moyens de contrôler les pulsions et les facteurs compulsifs.

Cette critique de la préférence pour le présent, que l'on ne pourrait notamment distinguer, selon Tobin (1985), des effets de goûts ou de besoins variables au cours du cycle de vie, peut néanmoins être aisément retournée. Postuler *a priori* l'absence d'actualisation temporelle aurait, en effet, un coût symétrique, sans doute plus important : les évaluations des changements de préférence ou de besoins (8^e facteur), les mesures des phénomènes d'habitudes (9^e) ou d'anticipation (10^e et 11^e) risqueraient ainsi d'être tout autant polluées par les taux de dépréciation du futur, si l'hypothèse se révélait fausse.

Deux solutions extrêmes peuvent être alors envisagées. Soit on ne retient *aucun* paramètre de préférence temporelle ($\alpha(t) = 1, \forall t$) : cette hypothèse de traitement « équitable » des différentes périodes de l'existence peut, certes, se défendre dans les analyses normatives ou de bien-être, mais elle n'est pas du tout adaptée lorsque l'on veut expliquer l'hétérogénéité individuelle des comportements patrimoniaux. Soit on tente d'estimer simultanément un nombre élevé N de paramètres, au moins une douzaine, en essayant de contrôler les biais de pollution *reciproques*, à l'évidence considérables. Autant dire que c'est une tâche impossible.

Pour un nombre *restreint* de paramètres de préférence

Tant pour ce qui est des attitudes à l'égard du risque ou de l'incertain qu'en ce qui concerne les préférences à l'égard du temps, on est donc incité à adopter une voie moyenne, plus raisonnable. Dans le souci de concilier parcimonie et efficacité prédictive, l'approche présentée ici opère ainsi un *retour partiel* à la théorie standard. Mais celle-ci est prise simplement comme une référence informelle, sans que l'on adopte ses spécifications rigides ou l'hypothèse \mathcal{S} , démenties par l'expérience. On retient seulement que l'action différentielle des préférences individuelles sur les comportements patrimoniaux est censée graviter autour de deux paramètres de base, convenablement réinterprétés : γ , pour les choix à l'égard du risque, et δ , pour la dépréciation du futur sur le long terme.

Cette relative simplicité aura une contrepartie : γ et δ étant définis de manière plus lâche, évaluer un γ_i égal à 3,2 ou un δ_i égal à 6,8 %, n'aura plus grand sens, seules des estimations purement *ordinales* de ces paramètres étant acceptables. Mais cela suffit tant qu'il s'agit d'expliquer l'hétérogénéité résiduelle des profils patrimoniaux ou de contrôler les effets testés par la diversité des préférences individuelles. En outre, des mesures ordinales permettent d'introduire une flexibilité considérable dans le traitement des anomalies observées (25).

Un seul paramètre d'*attitude* à l'égard du risque (variable selon le domaine ?)

Les choix patrimoniaux ne dépendent plus maintenant que *d'un seul* paramètre de préférence en matière de risque, que l'on peut encore baptiser γ à condition de préciser qu'il représente aussi bien l'aversion – relative – pour le risque que la prudence ou la tempérance, le degré d'optimisme ou de pessimisme que l'aversion à la perte, à l'ambiguïté ou à l'incertitude, etc. Il s'agira d'une « moyenne » de ces variables. Pour rendre compte de cette imprécision, on parlera bien *d'attitude* à l'égard du risque en se contentant d'un terme générique (26).

25. Ainsi, ne se préoccupe-t-on pas du fait que l'attitude à l'égard du risque varie selon le montant des enjeux ou les risques encourus tant que le classement des individus évolue peu d'une situation à l'autre.

26. En l'absence de mesure fiable de l'élasticité intertemporelle de substitution σ , ce paramètre γ rendra également compte, à travers $1/\sigma$, de l'aversion aux fluctuations temporelles de la consommation sur le cycle de vie.

Aussi simple et économe qu'elle prétende être, cette approche unidimensionnelle ne peut élever une autre difficulté. Celle-ci tient à la *variabilité* des comportements à l'égard du risque que peut manifester un même sujet d'un *domaine* à l'autre de l'existence – en matière de consommation, de santé, de travail, de famille, ou de placements financiers, etc. Jusqu'ici, ce thème a été relativement peu abordé par les économistes, bien que des modèles de choix en incertain rendent compte du fait qu'un individu puisse s'assurer confortablement tout en pariant à des jeux d'argent (cf. Schmeidler, 1989).

La littérature sociologique est plus prolixe. Le Breton (2000) distingue ainsi deux types d'individus « risquophiles ». Les premiers, adoptent des conduites à risques, voire téméraires, dans presque tous les domaines (alcool, tabac, absence de soin de sa santé, dettes, retard de paiement, divorce, etc.) : ce serait notamment le cas de jeunes en difficulté ou qui manquent de repères. Les seconds sont, au contraire, des gens bien installés qui sacrifient à une passion professionnelle, sportive, ou autre : ils ne témoignent d'un goût prononcé pour l'aventure que dans ce domaine privilégié ; ailleurs, ils évitent, à l'inverse, les problèmes et adoptent des conduites prudentes pour sauvegarder leur passion.

Ainsi, la pratique de *sports dangereux* semble-t-elle à première vue caractéristique d'un individu qui aime les défis et devrait donc, parallèlement, adopter des stratégies patrimoniales risquées. Or il peut aussi bien s'agir d'un casse-cou, aux comportements financiers effectivement imprudents, que d'un sportif professionnel très organisé, qui gèrera ses placements en bon père de famille (27).

C'est pourquoi il pourrait être nécessaire de faire dépendre l'attitude à l'égard du risque γ du domaine étudié : consommation, loisir, santé, travail, famille, etc. Cette variabilité s'avère d'autant plus complexe à étudier qu'elle peut résulter d'effets d'interférence – de substitution ou de complémentarité – entre l'exposition au risque dans un domaine et l'attitude face au risque dans un autre. Si le premier risque est inévitable (*background risk*), on sait que l'attitude à l'égard du risque induite, $\tilde{\gamma}$, sera plus élevée que γ dès que l'individu est tempérant – substitution. Mais l'exposition au risque peut être davantage *désirée* que subie – complémentarité – : s'il devait renoncer à sa passion, ce sportif professionnel en viendrait sans doute à adopter un comportement patrimonial plus risqué (28).

La préférence pour le présent entre impatience de court terme et altruisme

Les difficultés que pose la préférence pour le présent paraissent, en partie, symétriques de celles rencontrées dans le cas de l'attitude à l'égard du risque. Il semble cette fois impossible de faire dépendre les choix temporels d'un seul paramètre de préférence, δ , en raison notamment des particularités des comportements observés sur le court terme, source de nombreuses anomalies du modèle DU. Par contre, on a davantage de raisons de supposer qu'une fois débarrassé de ces phénomènes parasites, le taux δ traduise bien une attitude *globale* à l'égard du temps, une disposition intrinsèque de l'individu qui dépende peu du domaine de l'existence considéré : un sujet prévoyant au regard de sa santé ou de sa carrière, le serait dans des proportions comparables en matière de patrimoine (29).

Reconnaître la pluralité des préférences gouvernant les décisions dans le temps éloigne certes de la théorie standard ; contrairement au courant dominant (reflété par FLO), le souci sera ici de minimiser la distance introduite. La préférence pure pour le présent sur le long terme, représentée par δ , sera supposée conserver un rôle central dans l'explication des choix patrimoniaux, et on limitera, autant que faire se peut, le nombre des autres paramètres de préférence recensés.

Un traitement à part sera ainsi réservé aux éléments de la fonction d'utilité qui induisent une priorité pour le présent sur le court terme, soit notamment le degré d'incohérence hyperbolique, β , et le degré de rareté du temps disponible, β' . Responsables d'anomalies caractéristiques, ces derniers contribuent largement à l'instabilité des mesures de préférence temporelle, fortement surestimées et variables selon le contexte. On rendra compte de ces facteurs hétéroclites par un seul paramètre, le taux η d'*impatience à court terme* – c'est-à-dire de « surdépréciation » du futur proche. Dans la mesure où un comporte-

27. La connaissance de la préférence pour le présent de l'individu δ et de son degré d'incohérence temporelle β offrirait le moyen de lever l'ambiguïté : le casse-cou correspond, en général, à des valeurs élevées de δ et de β , le sportif de haut niveau probablement à des valeurs beaucoup plus faibles.

28. Une part de la variabilité de γ selon le domaine pourrait aussi n'être qu'un artefact : l'attitude de l'individu dépendrait plutôt de l'importance des enjeux qui ne seraient pas comparables d'un domaine à l'autre (les risques de consommation seraient plus souvent anecdotiques, les aléas en matière de santé plus importants, etc.).

29. Il ne serait d'ailleurs pas commode de repérer d'éventuelles variations de δ selon le domaine de la vie, dans la mesure où les pratiques de consommation, par exemple, relèvent plus rarement du long terme – et donc de δ –, tandis qu'à l'inverse les choix familiaux incorporent souvent une dimension altruiste.

ment « impulsif » (β) a peu à voir avec un comportement « pressé » (β'), cette préférence présente certes un caractère composite qui peut diminuer son pouvoir explicatif des choix financiers. En fait, seul β paraît influencer, plus qu'à la marge, sur les comportements de l'épargnant. S'il a conscience de son incohérence temporelle ($\beta > 0$), un individu prévoyant (δ limité) voudra se discipliner : il cherchera à se *pré-engager* en recourant à l'épargne *contractuelle* – même si le rendement de cet argent immobilisé n'est pas supérieur à celui de placements libres (Laibson, 1997) ; un autre, plus insouciant (δ élevé), risque, du fait de cette même incohérence temporelle, d'éprouver des difficultés à boucler son budget, à rembourser ses emprunts, etc. (30).

À l'autre bout de l'échelle de temps, le taux δ sera séparé du degré d'altruisme intergénérationnel θ : en dépit d'affinités superficielles, on a vu qu'il était préférable de considérer ces paramètres de préférence comme indépendants. Il semble, en outre, pertinent de distinguer deux formes d'altruisme, souvent confondues dans des modèles intergénérationnels trop abstraits : l'altruisme *familial*, représenté par le taux d'escompte θ^f , et l'altruisme *non familial* (ou social), représenté par le taux d'escompte θ^{nf} . L'altruisme pour les siens peut aller ainsi de pair avec un souci mitigé pour le sort des générations futures ou, plus généralement celui de la planète (cf. Masson, 2003) (31).

La mesure du taux δ portera sur les phénomènes de long terme, qui concernent spécifiquement les rapports de soi à soi au cours de l'existence. Jointe aux probabilités de survie, cette préférence temporelle couvre un horizon compris entre celui de l'impatience de court terme, η , et les temps familiaux ou dynastiques des degrés d'altruisme θ^f et θ^{nf} .

Au total, on cherche donc à mesurer *cinq* paramètres de préférence individuels : l'attitude à l'égard du risque ou de l'incertain, γ , qui peut varier d'un domaine de la vie à l'autre ; la préférence pour le présent, δ , et trois autres paramètres secondaires : l'impatience de court terme, η , et les degrés d'altruisme θ^f et θ^{nf} .

La méthode utilisée pour estimer les préférences retenues

Comment mesurer ces cinq paramètres de préférence, notamment les deux principaux, γ_i vis-à-vis du risque et δ_i vis-à-vis du

temps, pour chaque individu – ou ménage – i d'un échantillon représentatif de la population française ? La discussion théorique précédente et les hypothèses simplificatrices retenues – un seul paramètre d'attitude à l'égard du risque, γ_i , indépendance de la préférence temporelle δ_i par rapport au domaine considéré – conduisent à se distinguer des approches habituelles à la fois par :

- l'objectif poursuivi : des mesures ordinales, qui visent seulement à classer les individus les uns par rapport aux autres ;
- les moyens utilisés : une multiplicité de questions de toute nature (opinions, intentions, pratiques), et couvrant une multitude de domaines, avec le souci de confronter les sujets à des situations concrètes ou réalistes, même si des scénarios fictifs et des questions abstraites – choix de loteries – sont également proposés ;
- la méthode d'estimation : l'élaboration de *scores* synthétiques, sortes de moyennes des réponses apportées par l'individu à des questions autorisant souvent des interprétations multiples, sans que l'on sache toujours celle qu'a retenue l'intéressé (effets de contexte, etc.).

Évoquer au préalable les écueils rencontrés par les tentatives antérieures permettra de mieux justifier les choix opérés.

Les difficultés des autres mesures de préférences face au risque et à l'avenir

La littérature propose deux types de mesure des préférences à l'égard du risque ou du temps : les premières se fondent sur des données d'enquêtes effectuées sur le terrain – les comportements observés dans la réalité –, et donnent, le plus souvent, lieu à des estimations économétriques ; les secondes sont de nature expérimentale. Si l'on cherche à expliquer la diversité des comportements patrimoniaux à partir de l'hétérogénéité des préférences individuelles, ces évaluations

30. C'est pourquoi on assimilera souvent les effets de l'impatience η avec ceux de l'incohérence temporelle β . Reste que l'épargne contractuelle pourrait également attirer certains individus pressés (β') si elle leur permet d'économiser sur le temps de gestion du patrimoine.

31. L'importance de cette distinction au plan patrimonial apparaît clairement dans la législation successorale américaine, plus en faveur de l'altruisme social que familial : la liberté de tester y est presque totale, les droits de l'enfant-héritier réduits au minimum ; les legs familiaux trop élevés y sont socialement mal considérés, et d'ailleurs lourdement taxés, alors que les dons caritatifs ou créations de fondations effectués par les plus riches sont fortement encouragés, y compris et d'abord sur le plan fiscal. La législation successorale française, fondée sur le droit du sang, semble bien introduire un biais opposé.

tions des paramètres γ_i et δ_i souffrent de l'un ou de l'autre des maux suivants – en général de plusieurs à la fois – : (a) elles ne portent que sur l'un ou l'autre paramètre de préférence, exclusivement ; (b) concernent des moyennes de ces paramètres selon les caractéristiques observées ; (c) ont trait à des populations trop spécifiques (étudiants, par exemple) ; (d) incluent d'autres dimensions – *confounding factors* – que le risque ou le temps, ou mélangent ces deux dimensions sans parvenir à séparer le futur lointain et le futur incertain ; (e) dérivent de questions ou d'expériences trop isolées, anecdotiques, ou artificielles – problèmes d'incitation ou effets de contexte – ; (f) ne sont fondées que sur une ou deux questions, souvent plus concrètes, mais censées révéler, à elles seules, l'aptitude ou la préférence recherchée ; (g) s'appuient enfin sur des sources statistiques qui renseignent peu, ou pas du tout, sur les comportements patrimoniaux des enquêtés.

Les mesures *économétriques* ont l'inconvénient de se référer à une spécification théorique rigide, en général proche de la théorie standard – utilité espérée ou actualisation exponentielle. Focalisées le plus souvent sur l'estimation d'un seul paramètre (a), elles ne fournissent que des moyennes selon les caractéristiques observées (b) et surtout contrôlent mal les biais introduits par les facteurs non pris en compte (d). Les estimations moyennes de l'aversion pour le risque, disparates d'une étude à l'autre, s'étagent ainsi de 0,75 ou moins jusqu'à 5 ou plus : typiquement, les mesures fondées sur les investissements en actifs risqués confondent portefeuilles désirés et réalisés et ignorent les biais créés par l'énigme de la prime de risque (cf. Friend et Blume, 1975, par exemple). Les évaluations du taux de dépréciation du futur, faites dans les domaines de la santé, des risques professionnels – arbitrage entre un supplément de revenu et un risque de mortalité accru –, ou de la consommation – équation d'Euler –, ont tendance à mesurer plutôt des taux marginaux de substitution intertemporels, qui incorporent, à tort, les effets des contraintes de liquidité et de l'incertitude du futur. Si l'on excepte le cas anecdotique des biens durables, le taux de dépréciation du futur varie quand même, selon les cas, de 1 ou 2 % jusqu'à 10 ou 20 %, voire beaucoup plus (cf. FLO).

Les études *expérimentales* ont d'abord eu comme objectif le test de la théorie standard. Les choix proposés aux sujets entre différentes loteries ont mis en évidence tout une série de déviations par rapport au modèle de l'utilité espérée : surestimation des événements de pro-

babilité faible comme dans le paradoxe d'Allais (1953) ; aversion à l'ambiguïté révélée par le paradoxe d'Ellsberg (1961) ; asymétrie du comportement entre le gain et la perte, etc. Les choix entre des gains ou des pertes à différentes dates ont révélé pareillement de multiples anomalies du modèle DU : actualisation hyperbolique ; habitudes ; phénomènes d'anticipation ; effets de contexte – dont l'asymétrie entre gains et pertes –, etc. Par rapport aux données d'enquêtes, ces expériences de laboratoire ont le double avantage de ne pas se référer à des formalisations trop étroites et de pouvoir éliminer nombre de facteurs parasites – information imparfaite, contraintes de liquidité, etc. *A priori*, elles permettraient même un accès direct à telle ou telle préférence des individus, en plaçant ces derniers dans des situations hypothétiques conformes au champ d'application de la théorie : par exemple, un futur certain dans le cas de la préférence temporelle.

Le prix à payer tient cependant au caractère *artificiel* du protocole expérimental (e), qui contribue pour beaucoup à la très forte instabilité des mesures – surtout lorsque les cobayes sont des volontaires, recrutés parmi les étudiants des expérimentateurs (c) et donc sans réelle accumulation patrimoniale (g). Mais est-il vraiment surprenant que les réactions d'individus sélectionnés face à des petits jeux – de loteries – proposés en laboratoire ne soient pas identiques aux choix de vie qui gouvernent les décisions de « Monsieur Tout le monde » au fil de sa vie quotidienne ? La solution ne consiste pas davantage dans la tendance manifeste à mesurer la préférence temporelle à partir de choix mieux contrôlables parce qu'ils portent sur le *court terme* : cet intervalle est en effet celui où se concentrent nombre d'anomalies du modèle DU qui représentent autant de nouveaux facteurs polluants (d).

Pour remédier aux défauts propres à chaque approche, les contributions les plus récentes tentent un *compromis* salutaire en incorporant, dans des enquêtes transversales ou de panel menées auprès des ménages, des modules de questions, de type expérimental ou plus concrètes, sur les préférences individuelles. Le recueil de l'information recherchée a ainsi l'avantage de s'effectuer sur des échantillons représentatifs des populations nationales concernées – États-Unis, Pays-Bas, Italie, etc. –, pour lesquels on dispose, par ailleurs, de renseignements sur le montant et la composition du patrimoine, le revenu, etc. Autrement dit, les objections (a) à (c), mais aussi (g) sont levées d'emblée.

L'étude de référence, qui a fortement inspiré les autres, est celle de Barsky *et al.* (1997) sur données américaines (HRS). Elle vise bien à estimer simultanément, pour chaque enquêté, l'aversion au risque et la préférence pour le présent, en privilégiant parfois les mesures ordinales. En matière de risque, Barsky *et al.* utilisent un choix hypothétique sur une série enchaînée de loteries concernant le risque de revenu professionnel pour estimer directement l'aversion relative pour le risque (cf. [Présentation], encadré 1). Cette mesure de γ_i est analysée dans la suite du dossier, dans l'article [Risque]. Comme elle suppose – hypothèses standard peu réalistes – des préférences homothétiques et la maximisation de l'utilité espérée, elle n'échappe malheureusement pas à l'objection (d) concernant la pollution par d'autres facteurs. Elle présente aussi l'inconvénient de reposer sur une question unique (f) et, qui plus est, largement artificielle (e).

Cette dernière objection apparaît encore plus sérieuse pour les mesures des mêmes auteurs relatives à la préférence temporelle δ ou à l'élasticité de substitution σ , ce qui explique qu'elles aient été moins souvent reprises par les études ultérieures. Ces mesures sont en effet fondées sur le choix entre des *profils de consommation* sur le cycle de vie, à partir de la relation (7) dans le cas de δ et de la relation (16) dans le cas de σ . Or les conditions quasi expérimentales auxquelles sont confrontés les enquêtés peinent à reproduire le déroulement du temps et les spécificités de la temporalité humaine. Les individus interrogés échouent à se projeter ainsi dans un monde fictif et abstrait où ils se retrouvent transportés à un âge donné, avec une durée de vie restante certaine et parfaitement connue, comme on pourrait le formuler, en forçant le trait, de la façon suivante : dans l'amorce typique suivante, qui semble extraite d'un énoncé d'examen scolaire : « *Supposons que vous ayez actuellement 50 ans et que vous allez vivre jusqu'à 80 ans exactement...* ». Ou dans le même ordre d'idée, suis-je capable de déterminer comment serait modifié mon comportement d'épargne si j'apprenais que je dois mourir, *quoi que je fasse*, le 14 janvier 2015 à 17 heures 30 précises, ni avant, ni après ? (cf. Masson, 1995).

Un objectif limité : classer les individus par des mesures ordinales

La démarche adoptée ici évite d'emblée les écueils (a) à (c) et (g) grâce à un *montage* d'enquêtes, décrit plus amplement dans la pré-

sentation générale ([Présentation]). L'enquête nationale Insee *Patrimoine* 1998 fournit des renseignements détaillés, d'ordre patrimonial et autres, sur chaque ménage concerné. Les questionnaires recto verso et méthodologique, reproduits respectivement dans l'encadré 1 et en fin de dossier, concernent différents sous-échantillons de l'enquête mère, eux-mêmes représentatifs de la population française (32) ; ils visent à obtenir des indicateurs de préférence à l'égard du risque ou du temps pour chaque enquêté.

Le questionnaire recto verso reproduit les figures imposées des études antérieures les plus récentes. S'inspirant directement de l'étude de Barsky *et al.* (1997), il propose un choix analogue entre des loteries sur le revenu pour déterminer l'aversion relative pour le risque dans un cadre standard. Cet exercice de style n'a pas été poursuivi dans le cas de la préférence temporelle, au vu de l'échec manifeste rencontré ici par Barsky *et al.* et leurs successeurs.

Viennent ensuite les figures libres, plus originales. Le questionnaire *méthodologique*, beaucoup plus étoffé (85 questions), vise à estimer les préférences individuelles à l'égard du risque et du temps dans un cadre élargi, non standard. Comportant peu de choix de loteries, peu d'arbitrages entre des quantités d'un même bien aujourd'hui et demain, il ne cherche cependant plus à évaluer la valeur d'un paramètre de préférence bien déterminé, quitte à se référer à une spécification théorique particulière ou à placer les sujets dans des situations abstraites. Son objectif est plus modeste : la batterie de questions proposées, beaucoup plus concrètes, sur les opinions et les pratiques dans différents domaines cherche seulement à *classer* les enquêtés, à les ordonner selon des indicateurs *qualitatifs* qui caractérisent globalement leur attitude à l'égard du risque (γ_i) et leur degré d'imprévoyance à terme (δ_i), ainsi que leurs degrés d'impatience ou d'altruisme – familial ou non.

Le questionnaire ne cherche donc pas à évaluer directement le bien-fondé des modèles DU ou EU comme dans les expériences précédentes, mais seulement à rendre compte de l'hétérogénéité individuelle des cinq paramètres de préférence retenus : les tests n'interviendront que dans une seconde étape, concernant les effets relatifs de ces paramètres sur l'accumulation

32. Voir l'encadré 2 de [Présentation] pour le sous-échantillon de l'enquête méthodologique (1 135 ménages).

patrimoniale. Ainsi, peu importe que le classement d'ensemble obtenu en matière d'attitude à l'égard du risque fasse davantage intervenir l'aversion au risque, la prudence ou l'aversion à la perte tant que les hiérarchies évoluent peu, un individu plus risquophobe étant également plus prudent – cas de préférences homothétiques –, et de même plus averse à la perte.

Multiplier les questions concrètes de toute nature...

À ce stade toutefois, la démarche adoptée ici ne se distingue pas fondamentalement de certaines études récentes : sur données américaines, Lusardi (2002) et Ameriks *et al.* (2003) se contentent aussi de mesures qualitatives, établies à partir de questions relativement concrètes, concernant à la fois les préférences à l'égard du risque et du temps, ainsi que la « propension à planifier ». La principale différence vient de ce que les études citées n'utilisent jamais *qu'une ou deux* questions subjectives, en supposant qu'elles sont suffisamment bien posées pour pouvoir cerner le paramètre de préférence en question et éliminer autant que possible l'incidence de facteurs polluants non contrôlés (33).

Le questionnaire utilisé dans l'enquête balaie, au contraire, un grand nombre de situations et de domaines avec des questions de toute nature, sans prétendre à chaque fois cibler très précisément le paramètre incriminé ni éliminer les sources de biais. L'enquête méthodologique explore ainsi une voie novatrice. L'expérience acquise lors de multiples enquêtes françaises sur le patrimoine, les placements financiers et l'héritage instruit de la difficulté qu'il y a à interpréter et à utiliser les questions d'opinion ou d'intention posées de manière isolée en questionnaire fermé. Prenant acte de la quasi-impossibilité de supprimer, dans ce cadre, les effets de contexte, on tente d'en limiter la portée en multipliant les domaines abordés, et en s'intéressant à un large éventail de comportements, certains relatifs à des décisions importantes, mettant en jeu de fortes sommes ou engageant le long terme, d'autres ayant pour objet des microdécisions, sans conséquences majeures ou durables, voire même anecdotiques.

Chaque domaine est ainsi couvert par des questions factuelles ou objectives – par exemple, « Avez-vous réduit votre consommation de viande suite au problème de la "vache folle" » – par des questions d'opinion ou subjectives – par exemple, « Êtes-vous sensible aux problèmes de

financement des dépenses de santé » –, mais aussi en demandant à l'enquêté de réagir à des scénarios fictifs – par exemple, options de retraite à la carte –, ou encore en l'invitant à se positionner, plus globalement, sur des *échelles graduées* selon la perception qu'il a de son comportement – par exemple, « prudent » ou « aventureux » pour le risque ; « vit au jour le jour » ou « préoccupé par l'avenir » dans le cas de la préférence temporelle.

En résumé, cette approche se distingue par son caractère non seulement qualitatif mais aussi *éclectique*. Ni test des modèles, ni tentative d'évaluation quantitative des préférences, elle essaie seulement de hiérarchiser les individus selon leurs attitudes à l'égard du risque et du temps. Au lieu de cibler l'analyse sur quelques questions clés, elle tente, par ailleurs, une sorte de moyen terme ou de compromis entre les expériences menées en laboratoire et les études effectuées sur le terrain : elle combine des questions abstraites, proches des conditions d'application idéale de la théorie, à d'autres concernant les projets de l'individu, ou tente encore une évaluation directe des préférences (échelles auto-déclarées) ; mais elle renseigne également sur les pratiques effectives – de sports risqués, par exemple – ainsi que sur les stratégies effectivement mises en œuvre pour réduire le risque – acquisition d'information, etc.

... pour en inférer des scores, indicateurs synthétiques des préférences individuelles

Reste le problème central : cette approche permet-elle, mieux que d'autres, de *limiter les biais* introduits dans la mesure des préférences par les effets de contexte et les facteurs non pertinents ? Autrement dit, un portrait établi par petites touches successives est-il plus ressemblant que brossé à grands traits stylisés ? L'enjeu concerne la multiplicité des interprétations possibles ou *polysémie* des questions posées dans l'enquête méthodologique, d'autant plus importante potentiellement, que celles-ci revêtent un caractère concret, les questions abstraites soulevant plutôt des problèmes d'incitation ou de compréhension.

33. Pour compenser le nombre réduit de questions, ces études se contentent d'introduire une gradation détaillée dans les réponses. Chez Ameriks *et al.* (2002), à la question clé « I have spent a great deal of time developing a financial plan », les réponses sont ainsi codées en six rubriques de 1 = disagree strongly à 6 = agree strongly.

Cette polysémie a une double dimension (cf. questionnaire en fin de dossier). L'individu qui déclare ne jamais garer son véhicule en zone interdite (question I.Q5) peut le faire, soit parce qu'il n'est pas trop pressé ou accepte d'attendre de trouver une place libre (impatience η faible) ; soit parce qu'il est prudent ou a peur du gendarme (γ élevée) ; soit encore parce qu'il a un sens du civisme élevé. La première polysémie concerne l'interprétation possible en termes d'une préférence ou d'une autre, ou encore des deux à la fois (η et/ou γ) : elle relève d'une décision *a priori* – dans le cas présent on n'a retenu que la prudence, soit γ . La seconde forme, créée par un facteur non pertinent, n'est pas contrôlable au *seul* vu de la question posée : sans autre information, l'individu peut aussi bien être un amoureux du risque qui possède un sens civique très développé.

Ces polysémies doivent être assumées. Celles du premier type tiennent notamment aux interférences entre δ et γ : démêler, dans les comportements, les effets de l'incertitude du futur et du simple éloignement temporel est un défi presque impossible à tenir, tant les deux phénomènes sont imbriqués ; de même, imaginer un futur qui soit certain tient de la gageure, hors certaines situations limites. Les facteurs polluants, quant à eux, incluent notamment des considérations de morale ou de civisme, de sensibilités politiques, de désir de distinction ou d'innovation, qui offrent des marges d'interprétation considérables.

L'approche repose alors sur l'hypothèse suivante : pour les questions que l'on attribuera à tel ou tel paramètre de préférence, ces différents biais se *compenseraient* plus ou moins au niveau d'un indicateur synthétique ou *score*, « moyenne » aussi représentative que possible de l'ensemble des réponses apportées par chaque enquêté. Plus précisément, il en sera ainsi pourvu que l'on ait multiplié suffisamment ces questions, en faisant varier leur domaine, leur genre et les situations considérées. L'intuition sous-jacente est que si ces réponses relèvent bien d'une *composante commune* liée à la préférence incriminée, les facteurs de biais incorporés par chacune d'elles pourraient s'interpréter comme des « erreurs », d'importance limitée et relativement peu corrélées entre elles du fait de la variété des questions (Spector, 1991, pp. 10-12).

Comme le montrent les développements de la théorie et les acquis économétriques ou expérimentaux, cette hypothèse d'une *cohérence* interne minimale des questions associées à cha-

que préférence est loin d'être anodine et ne pourra être validée, statistiquement, *qu'ex post*, par la méthode de l'alpha de Cronbach ou l'analyse en composantes principales, par exemple. Elle est toutefois moins forte qu'il n'y paraît, du fait que les mesures ne portent que sur des évaluations relatives, destinées à hiérarchiser les individus : ainsi, n'a-t-il pas été nécessaire de distinguer deux scores de risquophobie, l'un pour les « petits » risques et l'autre pour les « gros » risques (34).

La procédure d'affectation de questions polysémiques aux indicateurs de préférence

Comme les tests statistiques ne peuvent juger de la validité des scores élaborés qu'après coup, et toujours imparfaitement, la pertinence de ces indicateurs synthétiques dépendra surtout du succès de deux opérations préalables, supposées limiter le problème de la polysémie des questions posées.

La première concerne le choix et la formulation des questions. Les résultats seront d'autant plus probants que l'on aura pris soin d'éliminer d'emblée les questions susceptibles de présenter une trop forte polysémie. Un seul exemple : le choix offert, lors de certaines expériences naturelles ou à la sortie d'assurances vie, entre un paiement unique en *capital* ou une *rente viagère*, est censé révéler, pour certains auteurs, la préférence pour le présent des individus (FLO, p. 395) ; mais on a vu que l'arbitrage entre capital et rente faisait intervenir, hors cette préférence, beaucoup trop de facteurs non contrôlables (non-indexation sur l'inflation, contraintes de liquidité, aversion à la perte, motif de transmission, etc.) pour que l'on puisse retenir une question sur ce thème.

La seconde a trait à la procédure d'affectation de chaque question à tel ou tel paramètre de préférence – ou à deux d'entre eux simultanément. Les idées directrices qui ont guidé ce processus de décision *a priori* sont exposées dans Arrondel *et al.* (1997 et 2002). Les choix effectués sont indiqués à la fin de ce dossier (**R** = risque ; **I** = impatience ; **T** = préférence temporelle ; **A** = altruisme, familial ou non).

34. S'agissant de la priorité accordée au présent, en revanche, la distinction introduite entre impatience de court terme et prévoyance sur le long terme a d'abord été suggérée par l'hétérogénéité des réactions recueillies lors d'un test préliminaire, les raisons théoriques étant venues après.

On prend l'exemple de la question I.Q16, soit le fait d'avoir (eu) des difficultés à boucler son budget pour cause d'endettement excessif : cette expérience peut traduire de l'impatience/impulsivité – on veut tout tout de suite, sans prendre le temps de réfléchir aux conséquences –, ou révéler une forte préférence pour le présent – le bien-être au moment de l'achat importait davantage que les problèmes créés à terme –, mais aussi témoigner d'une faible aversion pour le risque – on a tenté sa chance sans trop se préoccuper des aléas pouvant affecter des ressources irrégulières. On a choisi ici de ne retenir que les deux premières possibilités : la question ne figure pas dans le score de risque (35).

À suivre...

Cette analyse clôt l'article désigné dans ce dossier par [Théorie]. Les trois autres sont consacrés pour l'essentiel aux traitements statistiques. Les deux suivants abordent la mesure des préférences individuelles, à l'égard du risque – article [Risque] – et à l'égard de l'avenir – article [Temps]. Le dernier [Patrimoine] constitue une première analyse des effets de ces scores de préférence sur l'accumulation patrimoniale et tire les leçons de l'expérience.

Construction et validation des scores de préférence à l'égard du risque et du temps

Dans [Risque] et [Temps], les tableaux des encadrés fournissent une vue synoptique des *codages* (- 1, 0 ou + 1) adoptés pour chaque modalité de réponse aux questions retenues pour le score concerné, ainsi que les effectifs correspondants (en %). En faisant la somme des « notes » ainsi obtenues par un individu, on obtient la valeur *brute* de son score, centrée sur zéro. La valeur *nette* réduit la somme des notes aux seuls items qui se sont révélés former un tout statistiquement cohérent, selon le critère de l'alpha de Cronbach (36) ; seuls les scores nets ont été utilisés dans les analyses empiriques. Comme on pouvait s'y attendre, le déchet (questions en grisé dans les tableaux) est relativement plus important pour l'impatience et la préférence temporelle de long terme que pour les autres paramètres (37).

Déterminants individuels des scores : qui aime le risque ? qui voit loin ?

Les deux articles médians [Risque] et [Temps] sont construits de la même manière :

- rappel plus littéraire, et sous un angle plus opératoire, des enjeux et problèmes théoriques développés dans cet article pour permettre aussi une lecture indépendante ;

- exposé des difficultés empiriques spécifiques posées par l'approche retenue dans le cadre de ce dossier et les questions de l'enquête méthodologique ;

- élaboration des mesures des paramètres de préférence : score global de risque dans un cas, score relatif à l'impatience de court terme, à la préférence pure pour le présent, et aux degrés d'altruisme, familial et non familial, dans l'autre ;

- déterminants observables de ces indicateurs de préférence, envisagés comme variable dépendante dans les régressions : il s'agit de dresser les portraits-robots de ceux qui prennent le plus de risques ou se révèlent les plus prudents, de ceux qui sont le plus – ou le moins – prévoyant, impatient, ou altruiste – et de même pour les phénomènes d'anticipation (*savoring, dread*) ou pour ceux qui sont le plus enclins à se pré-engager.

Qu'il s'agisse du risque ou du temps, les scores apparaissent *mieux expliqués* – et de manière plus cohérente – que les échelles auto-déclarées ; mais ces dernières obtiennent elles-mêmes de meilleurs résultats que les questions individuelles – y compris le petit jeu de loteries du questionnaire recto verso. Pour tous les indicateurs de risque – score, échelles, jeu de loteries –, les hommes apparaissent, en moyenne, plus aventureux que les femmes, et les aînés plus prudents que les jeunes ; en revanche, hommes et femmes ne se distinguent pas en ce qui concerne les indicateurs de préférence temporelle ou d'altruisme (score, échelle, ou

35. On s'arrête, pour chaque question, à deux interprétations possibles : la question I.Q16 correspond ainsi aux items I5a pour le score d'impatience, et T3 pour le score de préférence temporelle.

36. Le coefficient de corrélation de chaque item avec la somme des (n - 1) autres doit être positif et d'au moins 5 % : une corrélation élevée signifie que tous les facteurs vont dans le même sens, c'est-à-dire que chaque item fait partie d'un ensemble d'éléments partageant une signification commune (Spector, 1991).

37. Dans [Patrimoine], les corrélations entre scores sont obtenues en affectant les items polysémiques à un seul score : les valeurs obtenues constituent donc des bornes inférieures – en valeur absolue – des corrélations réelles.

questions prises isolément), et cela même lorsque l'on restreint l'échantillon aux individus en couple avec enfants.

Les scores en tant que facteurs explicatifs des comportements patrimoniaux

L'article [Patrimoine] inclut les indicateurs de préférence mesurés parmi les variables explicatives des comportements patrimoniaux. Les *scores* ont, toutes choses égales par ailleurs, un effet significatif sur le montant et la composition du patrimoine, et dans le sens attendu, c'est-à-dire conforme aux prédictions théoriques. Pour s'en tenir au seul montant global, les ménages plus prudents accumulent davantage, probablement en raison d'une épargne de précaution plus élevée ; de même, les ménages plus prévoyants sont plus fortunés que les autres, du fait d'un horizon plus long – épargne retraite –, et les altruistes au plan familial possèdent plus que les égoïstes, signe de l'existence de motifs de transmission de la richesse. Enfin, l'indicateur d'impatience, qui est censé résumer, pour une large part, l'influence de phénomènes perturbateurs ou épidermiques venant polluer la mesure de la préférence pour le présent, n'exerce effectivement aucun effet décelable sur l'accumulation patrimoniale.

Ces effets sont loin d'être négligeables, notamment en ce qui concerne la préférence temporelle : entre individus « extrêmes » (entre le plus « myope » et le plus prévoyant de l'échantillon, par exemple), les écarts de patrimoine estimés peuvent être quantitativement importants – de l'ordre de 1 à 10 –, quand bien même le gain de variance expliquée reste finalement modeste du fait de l'extrême concentration du patrimoine.

Certes, ces corrélations ne préjugent pas du sens de la *causalité* et n'auraient qu'une portée limitée si elles signifiaient, par exemple, qu'une richesse plus importante engendre un taux de préférence temporelle plus bas (Becker et Mulligan, 1997) (38). Le recours à des instruments dont la qualité a été statistiquement validée montre cependant que, dans les régressions de patrimoine, les scores – à l'exception de celui d'impatience – peuvent être considérés comme

exogènes : leurs effets sur le patrimoine sont donc robustes (39).

Une autre conclusion, d'importance, est que les scores se révèlent beaucoup plus performants que les *échelles* auto-déclarées. Les corrélations entre scores et échelles ont le bon signe, mais les échelles ont un pouvoir explicatif des comportements patrimoniaux sensiblement plus faible et pas toujours cohérent. Tout semble se passer comme si, livrés à leur spontanéité et sans référence précise sur le comportement des autres ou de l'individu moyen, les répondants privilégiaient certains contextes particuliers, pas forcément représentatifs des déterminants de leurs choix ou pratiques d'accumulation. Mais le même constat vaut, en plus marqué encore, pour les questions prises individuellement : à une ou deux exceptions près – telle la question (VII.Q10) sur les projets à 10 ans, 20 ans, 30 ans ou plus –, celles-ci ont un pouvoir explicatif des comportements patrimoniaux négligeable, ou du moins bien inférieur à celui des échelles, et *a fortiori* à celui des scores.

La leçon de l'expérience s'impose d'elle-même. La procédure exposée dans les deux articles suivants, [Risque] et [Temps], aussi ardue que soit l'entreprise de construction et de validation des scores, s'avère fructueuse. Se contenter du dernier module du questionnaire méthodologique, sur les échelles de préférence auto-déclarées, ou fonder l'analyse sur quelques questions jugées *a priori* les plus pertinentes ou les plus conformes à la théorie, risque de mener à une impasse ou à des déboires importants. L'approche éclectique suivie ici, qui conduit à balayer avec l'enquête tout un spectre de situations variées et plus concrètes sans que l'on sache toujours, *a priori*, ce que chaque question posée permet de mesurer, s'en trouve d'autant confortée. □

38. Becker et Mulligan (1997) proposent un modèle à préférence temporelle endogène : un peu comme il le ferait en matière de santé, l'agent, conscient de son défaut de perception du futur, peut investir dans un capital qui allonge d'autant son horizon décisionnel. Mais ces « investissements » – efforts d'apprentissage, d'éducation, d'information, etc. – ont un coût, en temps ou en argent, que les plus riches supporteront plus facilement.

39. Ce résultat positif des tests d'exogénéité n'a rien de surprenant : du fait de la multiplicité des domaines abordés et de la variété des questions posées, les scores peuvent eux-mêmes s'interpréter comme une collection d'instruments.

BIBLIOGRAPHIE

- Abel A.B. (1990)**, « Asset Prices under Habit Formation and Catching up with the Joneses », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 80, n° 2, pp. 38-42.
- Akerlof G.A. (1991)**, « Procrastination and Obedience », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 81, n° 2, pp. 1-19.
- Allais M. (1953)**, « Le comportement de l'homme rationnel devant le risque : critique des postulats et axiomes de l'école américaine », *Econometrica*, vol. 21, n° 4, pp. 503-546.
- Ameriks J., Caplin A. et Leahy J. (2003)**, « Wealth Accumulation and the Propensity to Plan », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, n° 3, pp. 1007-1047.
- Arrondel L. et Calvo-Pardo H. (2002)**, « Portfolio Choice with a Background Risk: Theory and Evidence », *Cahier Delta*, n° 2002-16.
- Arrondel L. et Masson A. (1996)**, « Gestion du risque et comportements patrimoniaux », *Économie et Statistique*, n° 296-297, pp. 63-89.
- Arrondel L. et Masson A. (2003)**, « Altruism, Exchange or Indirect Reciprocity: What Do the Data on Family Transfers Show? », à paraître in *Handbook on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, L.-A. Gérard-Varet, J. Mercier-Ythier et S.-C. Kolm éditeurs, North-Holland, Amsterdam.
- Arrondel L., Masson A. et Verger D. (1997)**, « Comportements face au risque et à l'avenir : une enquête méthodologique », *Cahier Delta*, n° 97-29.
- Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2002)**, « Comportements face au risque et à l'avenir et accumulation patrimoniale », document de travail, série Méthodologie statistique, n° C0201, Insee, Paris.
- Attanasio O. et Browning M. (1995)**, « Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle », *American Economic Review*, vol. 85, n° 5, pp. 1118-1137.
- Barsky R.B., Kimball M.S., Juster F.T. et Shapiro M.D. (1997)**, « Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Survey », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 2, pp. 537-580.
- Becker G.S (1991)**, *A Treatise on the Family*, 2^e édition, Harvard University Press, Cambridge.
- Becker G.S. et Mulligan C.S. (1997)**, « On the Endogenous Determination of Time Preference », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 3, pp. 729-758.
- Becker G.S et Murphy K.M. (1988)**, « A Theory of Rational Addiction », *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 4, pp. 675-700.
- Caplin A. et Leahy J. (2000)**, « The Social Discount Rate », *NBER Working Paper*, n° 7983.
- Caroll C.D. (2001)**, « A Theory of the Consumption Function, with and without Liquidity Constraints », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n° 3, pp. 23-45.
- Cohen M. et Tallon J.-M. (2000)**, « Décision dans le risque et l'incertain : l'apport des modèles non additifs », *Revue d'Économie Politique*, vol. 110, n° 5, pp. 631-681.
- Deaton A.S. (1992)**, *Understanding Consumption*, Oxford University Press, Oxford.
- Deaton A.S. et Muellbauer J. (1980)**, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Duesenberry J.S. (1949)**, *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press, Cambridge.
- Ellsberg D. (1961)**, « Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 75, n° 4, pp. 643-669.
- Epstein L.G. et Zin S.E. (1989)**, « Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework », *Econometrica*, vol. 57, n° 4, pp. 937-969.
- Fisher I. (1930)**, *The Theory of Interest*, Macmillan, New York.
- Frederick S., Loewenstein G et O'Donoghue T. (2002)**, « Time Discounting and Time Preference: A Critical Review », *Journal of Economic Literature*, vol. 40, n° 2, pp. 351-401.

- Friedman M. (1957)**, *A Theory of the Consumption Function*, NBER, Princeton University Press, Princeton.
- Friend I. et Blume M.E. (1975)**, « The Demand for Risky Assets », *American Economic Review*, vol. 65, n° 5, pp. 900-922.
- Gayant J.-P. (2004)**, « Rôle de la transformation des probabilités dans la combinaison d'actifs risqués », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 73, pp. 141-155.
- Ghez G.R. et Becker G.S. (1975)**, *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*, NBER, Columbia University Press, New York.
- Gollier C. et Pratt J.W. (1996)**, « Weak Proper Risk Aversion and the Tempering Effect of Background Risk », *Econometrica*, vol. 64, n° 5, pp. 1109-1123.
- Gollier C. et Zeckhauser R.J (2002)**, « Time Horizon and Portfolio Risk », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 49, n° 3, pp. 195-212
- Hammond P. (1988)**, « Consequentialist Foundations for Expected Utility », *Theory and Decision*, vol. 25, n° 1, pp. 25-78.
- Kahneman D. et Tversky A. (1979)**, « Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk », *Econometrica*, vol. 47, n° 2, pp. 263-291.
- Kimball M.S. (1990)**, « Precautionary Saving in the Small and in the Large », *Econometrica*, vol. 58, n° 1, pp. 53-73.
- Kimball M.S. (1993)**, « Standard Risk Aversion », *Econometrica*, vol. 61, n° 3, pp. 589-611.
- Kreps D.M. et Porteus E.L. (1978)**, « Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory », *Econometrica*, vol. 46, n° 1, pp. 185-200.
- Kreps D.M. et Porteus E.L. (1979)**, « Dynamic Choice Theory and Dynamic Programming », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 91-100.
- Laibson D. (1997)**, « Golden Eggs and Hyperbolic Discounting », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 2, pp. 443-477.
- Lawrence E. (1991)**, « Poverty and the Rate of Time Preference: Evidence from Panel Data », *Journal of Political Economy*, vol. 99, n° 1, pp. 54-77.
- Le Breton D. (2000)**, *Passions du risque*, Éditions Métailié, Paris.
- Lusardi A. (1999)**, « Information, Expectations, and Savings », in *Behavioral Dimensions of Retirement Economics*, H. Aaron éditeur, chapitre 3, Brookings Institution/Russel Sage Foundation, New York.
- Lusardi A. (2002)**, « Explaining why so Many Households do not Save », *Working Paper*, Dartmouth College.
- Machina M.J. (1989)**, « Dynamic Consistency and Non-Expected Utility Models of Choice under Uncertainty », *Journal of Economic Literature*, vol. 27, n° 4, pp. 1622-1668.
- Masson A. (1995)**, « Préférence temporelle discontinue, cycle et horizon de vie », in *Le modèle et l'enquête*, L.-A. Gérard-Varet et J.-C. Passeron éditeurs, pp. 325-400, EHESS, Paris.
- Masson A. (2000)**, « L'actualisation du futur », *Le genre humain*, n° 35, numéro spécial *Actualités du contemporain*, pp. 197-244.
- Masson A. (2003)**, « Économie du débat intergénérationnel : points de vue normatif, comptable, politique », à paraître in *Âge, générations et contrat social : l'État providence face aux changements démographiques*, J. Véron, S. Pennec et J. Legaré éditeurs, Ined, Paris.
- Merton R.C. (1971)**, « Optimal Consumption and Portfolio Rules in a Continuous Time Model », *Journal of Economic Theory*, vol. 3, pp. 373-413.
- Modigliani F. et Brumberg R. (1954)**, « Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data », in *Post-Keynesian Economics*, K.K. Kurihara éditeur, pp. 388-436, Georges Allen and Unwin, Londres.
- Modigliani F. (1986)**, « Life Cycle, Individual Thrift and the Wealth of Nations », *American Economic Review*, vol. 76, n° 3, pp. 297-313.
- Parfit D. (1984)**, *Reasons and Persons*, Oxford University Press, Oxford.
- Quiggin J. (1982)**, « A Theory of Anticipated Utility », *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 3, n° 4, pp. 323-343.
- Ramsey F.P. (1928)**, « A Mathematical Theory of Saving », *Economic Journal*, vol. 38, n° 152, pp. 543-559.

Schmeidler D. (1989), « Subjective Probability and Expected Utility without Additivity », *Econometrica*, vol. 57, n° 3, pp. 571-587.

Samuelson P.A. (1937), « A Note on Measurement of Utility », *Review of Economic Studies*, vol. 4, n° 2, pp. 155-161.

Starmer C. (2000), « Developments in Non-Expected Utility Theory: The Hunt for a Descriptive Theory of Choice under Risk », *Journal of Economic Literature*, vol. 38, n° 2, pp. 332-382.

Spector P.E. (1991), *Summated Rating Scale Construction: An Introduction*, Newbury Park, CA: Sage Publications.

Tobin J. (1985), « Neoclassical Theory in America », *American Economic Review*, vol. 75, n° 6, pp. 28-38.

Veblen T. (1899), *The Theory of the Leisure Class*, Macmillan, New York.

Viscusi W.K. et Moore M.J. (1989), « Rates of Time Preference and the Valuation of the Duration of Life », *Journal of Public Economics*, vol. 38, pp. 297-317.

Von Neumann J. et Morgenstern O. (1947), *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, Princeton.

Weil P. (1992), « L'incertitude, le temps et la théorie de l'utilité », *Risques*, vol. 49, pp. 70-76.

