



N° 2002 – 09  
Septembre

## Le concept de coût d'usage Putty-Clay des biens durables

---

Marie-Gabriel Foggea et Pierre Villa

# Le concept de coût d'usage Putty-Clay des biens durables

---

Marie-Gabriel Foggea et Pierre Villa

N° 2002 – 09  
Septembre

## **TABLE DES MATIERES**

<b>SUMMARY .....</b>	<b>4</b>
<b>ABSTRACT.....</b>	<b>4</b>
<b>RÉSUMÉ .....</b>	<b>5</b>
<b>RÉSUMÉ COURT.....</b>	<b>5</b>
<b>INTRODUCTION .....</b>	<b>6</b>
<b>DEMANDE « PUTTY CLAY » DE BIENS DURABLES.....</b>	<b>7</b>
<b>DUREE DE VIE OPTIMALE ET RELATIONS DE COHERENCE DES ANTICIPATIONS.....</b>	<b>14</b>
<b>FILAGE D'UN EXEMPLE : LA COBB-DOUGLAS .....</b>	<b>17</b>
<b>AGREGATION.....</b>	<b>21</b>
L'agrégation spatiale.....	21
L'agrégation temporelle.....	22
<b>LES DONNEES .....</b>	<b>24</b>
<b>LA MESURE DE LA DUREE DE VIE DES BIENS DURABLES.....</b>	<b>25</b>
<b>LES ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES.....</b>	<b>25</b>
Le modèle de flux.....	27
Le modèle de stock.....	31
<b>CONCLUSION.....</b>	<b>34</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE.....</b>	<b>35</b>
<b>LISTE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DU CEPIL.....</b>	<b>38</b>

## THE PUTTY-CLAY CONCEPT OF DURABLE GOODS

### SUMMARY

A Putty-Clay measure of durable goods is proposed. Households choose the ratio of fungible goods/durable goods and the economical life duration of durable goods by optimising an intertemporal utility function. Durable goods are replaced by new ones because they procure more considerable services considering technical progress. So user cost of durables is equal to the relative price of durables with respect to the one of fungibles multiplied by an actualisation rate which depends on the life duration and the expected real interest rate computed according to the growth of prices and quantities of fungibles. Estimates of durables, controlled with the user cost of housing, show the relevance of the concept. The elasticity of durable with respect to the interest rate is closed to 1. According to this modelling, durable demand looks more and more like investment behaviour.

### ABSTRACT

We define the relative user cost of durable goods according to fungible goods as the relative price of those goods multiplied by an actualisation rate, which depends upon the life duration and the nominal interest rate minus the rate of growth of prices and quantities of the associated fungible goods. The life duration of durable goods only depends upon the rate of growth of prices, of technical progress and of income and upon the time preference.

JEL Classification: E2

Key Words: Putty-Clay relative user cost, economical life duration, fungible and durable goods.

**LE CONCEPT DE COÛT D'USAGE PUTTY-CLAY  
DES BIENS DURABLES**

**RÉSUMÉ**

Nous proposons une mesure Putty-Clay du coût d'usage relatif des biens durables. Les ménages choisissent le rapport biens fongibles/biens durables et la durée de vie économique des biens durables en optimisant une fonction d'utilité intertemporelle. Les consommations de biens fongibles sont complémentaires de celles des biens durables. Les biens durables sont remplacés par des biens nouveaux parce qu'ils procurent des services plus importants associés au progrès technique. Il en résulte que le coût d'usage des biens durables est égal au prix relatif des biens durables par rapport aux biens fongibles multiplié par un taux d'actualisation qui dépend de la durée de vie et du taux d'intérêt réel anticipé mesuré par rapport à la croissance des prix et des quantités des biens fongibles. L'estimation d'une fonction de demande de biens durables contrôlée en outre par le coût d'usage relatif du logement montre que le concept est pertinent et que le taux d'intérêt a ainsi un effet négatif sur la consommation de biens durables dont l'élasticité est de l'ordre de 1. Selon cette conceptualisation les achats de biens durables ressemblent de plus en plus à un comportement d'investissement.

**RÉSUMÉ COURT**

On définit le coût d'usage relatif des biens durables par rapport aux biens fongibles comme le prix relatif de ces biens multiplié par un terme d'actualisation qui dépend de la durée de vie et du taux d'intérêt diminué du taux de croissance des prix des biens fongibles associés et du taux de croissance des achats de biens fongibles. Le rythme de renouvellement des biens durables ne dépend que des taux de croissance des prix, du progrès technique et des revenus ainsi que du taux de préférence pour le présent.

Classification *JEL* : E2

Mots-clefs : coût d'usage relatif Putty-Clay, biens fongibles et durables, durée de vie économique.

## LE CONCEPT DE COÛT D'USAGE PUTTY-CLAY DES BIENS DURABLES

Marie-Gabriel Foggea<sup>1</sup> et Pierre Villa<sup>2</sup>

### INTRODUCTION

La notion de biens durables et le comportement macro-économique associé sont considérés comme secondaires par les économistes théoriciens et empiristes. Pour les premiers, la consommation de biens durables peut se ramener à celle des biens fongibles en introduisant un coût d'usage néoclassique (point de vue de Mankiw). Leur introduction ne modifie pas la conception selon laquelle la consommation globale est le résultat d'un lissage intertemporel d'un consommateur classique ayant une durée de vie infinie. Qui plus est les biens durables ne se différencieraient pas de la monnaie comme moyen d'échange entrant dans la fonction d'utilité. Ainsi Obstfeld et Rogoff écrivent : « From an individual's perspective, money may be thought of here as a nontraded durable good » (chapitre 8 page 533), « the consumer smooths the paths of durable services » (p. 98) et « if all durables were rented in perfect rental markets, the durable-nondurable distinction would be unimportant » (chapitre 2). Or ce n'est pas le cas. Les achats de biens durables aliènent (au moins partiellement, ce n'est pas une remarque morale) le consommateur de biens fongibles et les progrès de l'informatique (renouvellement des logiciels d'ordinateur par exemple) sont là pour nous le rappeler. La consommation peut ainsi présenter des rigidités parce que les investissements en biens durables sont irréversibles : comme il est difficile de les renouveler instantanément, leur achat « engage » les ménages de sorte qu'ils attendent que les fluctuations du revenu se transforment en revenu permanent pour les acheter. A l'inverse, les empiristes keynésiens sont eux aussi contrits, dans la mesure où les achats de biens durables permettent de faire un retour du taux d'intérêt sur la fonction de consommation globale. Nous soutenons dans cet article la proposition selon laquelle les effets du taux d'intérêt sont plus l'émanation de complémentarités que de substitutions intertemporelles. Ces réflexions générales nous amènent à formuler deux questions. Tout d'abord, l'absence de corrélation entre le taux d'intérêt et la consommation, observée en France sur longue période<sup>3</sup>, n'est elle pas un manque de finesse des économistes qui ne distinguent pas biens durables et biens fongibles ? Ensuite, le progrès technique n'a-t-il pas un effet direct sur la fonction de consommation macro-économique si on introduit les biens durables ? C'est à répondre à ces questions qu'est consacré cet article qui propose, en

---

<sup>1</sup> Université de PARIS XII , La Varenne Saint-Hilaire.

<sup>2</sup> Conseiller scientifique au CEPII, 9 rue Georges Pitard, 75015 PARIS.

<sup>3</sup> Attanasio et Weber montrent, sur des données britanniques, que l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation est plus faible au niveau agrégé qu'au niveau élémentaire (ils utilisent des cohortes et parlent donc d'agrégation temporelle). Ils expliquent leur résultat par la non-linéarité des fonctions de demande (ce qui est un problème bien connu de l'agrégation) et par des variables manquantes comme la démographie (et/ou le niveau éducatif des agents)

interrogeant les assertions néoclassiques, une théorie Putty-Clay de la consommation de biens durables.

Le but de l'article est triple : (1) faire une théorie de la demande de biens durables qui ne les identifie pas aux biens fongibles (2) mesurer le coût d'usage relatif des biens durables (3) montrer l'intérêt pratique de ce concept différent du concept habituel et fournir une spécification macroéconomique utilisable dans les modèles de prévision.

### **DEMANDE « PUTTY CLAY » DE BIENS DURABLES.**

Nous proposons ici une définition du coût d'usage des biens durables achetés par les ménages qui est différente de celle que l'on donne habituellement et qui s'apparente à la théorie Putty-Clay de l'investissement<sup>4</sup>.

Le consommateur choisit de dépenser son revenu sous forme de biens fongibles et durables. Ces derniers sont un investissement irréversible qui lui fournit des services sur une période qui dépasse la durée de vie physique d'usage des biens fongibles. Ces services sont non seulement liés à l'achat du bien durable correspondant à une technologie datée, mais ils fournissent aussi une utilité au consommateur qui est elle-même datée. Par exemple, acheter une chaîne stéréophonique est daté puisqu'elle peut lire des disques vinyles ou des disques laser suivant la technologie d'origine tandis que l'utilité augmente avec l'achat du fonds de discothèque. Acheter un ordinateur PC oblige à utiliser des logiciels comme Windows différents des Macintosh, le logiciel Office est complémentaire de Windows. De même si un ménage achète une voiture, l'utilité n'est pas dans la dépense à l'achat, ni dans la dépense en essence, mais dans les kilomètres qu'il pourra faire, c'est-à-dire dans la dépense de transport. On conçoit à l'évidence que le progrès technique, moins d'essence, plus de kilomètres, est un effet externe à la consommation. De même l'achat d'un congélateur commande la consommation de surgelés. Lorsque ces services sont trop faibles par rapport à ceux que lui fournirait un bien durable neuf, le consommateur choisit de le remplacer. On supposera qu'il existe un marché d'occasion parfait de sorte qu'il n'est pas nécessaire d'échanger les vieux équipements : il n'est pas utile dans ce cas de remplacer une voiture d'occasion par une voiture de même âge puisque le prix révèle sa qualité. On sait que le prix d'un stock peut varier sans échange s'il y a unanimité des intervenants. C'est ce qui se passe pour un marché d'occasion parfait. On supposera en outre qu'il existe un marché du crédit parfait qui permet au consommateur de s'endetter pour ses achats. Enfin la durée de vie du consommateur est infinie.

Imaginons que la durée de vie physique des équipements en biens durables soit infinie, c'est-à-dire que le taux d'usure physique soit nul. Imaginons aussi que la durée de vie économique  $T(v)$ , à la date  $v$ , soit finie et fixée. Ces hypothèses nous garantissent que la valeur d'usage est supérieure à la valeur d'échange : une voiture cotée à l'argus roule nécessairement, la réciproque est fautive : « C'est l'utilité d'une chose qui en fait sa valeur d'échange, déterminée par les propriétés du corps de la marchandise. Cette utilité n'existe

---

<sup>4</sup> Les modèles usuels sont Putty-Putty : Stone et Rowe (1957), Mankiw (1985), Pesando et Yatchew (1997), Caire (1996). Le concept Putty-Clay utilisé ici est tiré de Solow (1970).

pas sans lui. Le corps de la marchandise est donc une valeur d'usage. La valeur d'échange est quelque chose de purement relatif. Une valeur d'échange immanente, intrinsèque à la marchandise paraît donc une contradiction in adjecto, un non sens » : Marx, Le capital, I,1 (ES, 52) et , citant Condillac, I,5 (ES, 162). Cette citation a pour but d'expliquer pourquoi nous avons parlé en introduction d'aliénation du consommateur par analogie avec l'aliénation du travailleur salarié.

Selon l'hypothèse Putty-Clay, la consommation de biens fongibles est dépendante de celle de biens durables. L'utilité intertemporelle d'un consommateur doit donc être définie par paquets qui correspondent à la durée de vie des biens durables. Le programme du consommateur à la date 0 consiste à maximiser l'utilité jointe d'un bien durable et de biens fongibles associés en choisissant la durée de vie et les dépenses :

$$\text{Max}_{C,D,T} \sum_{n=0}^{+\infty} \int_{nT}^{(n+1)T} b(t, nT) U(C(t, nT), D(nT)) e^{-rt} dt$$

s.c.

$$\dot{w}(t) = rw(t) + p(t)y(t) - p_c(t)C(t, v) - p_d(v)D(v)$$

$$w(0) = \lim_{t \rightarrow \infty} e^{-rt} w(t) = 0, \text{ condition de transversalité}$$

U est la fonction d'utilité instantanée, quasi concave, indéfiniment dérivable et homogène.<sup>5</sup>  $r$  est le taux d'actualisation,  $C(t, nT)$  la consommation de biens fongibles,  $D(nT)$  la consommation de biens durables,  $w(t)$  est la richesse du ménage,  $r$  est le taux d'intérêt nominal,  $p_c, p_d$  et  $p$  sont les prix anticipés à la consommation de biens fongibles et durables et le prix du PIB ;  $y(t)$  est le flux de revenu réel attendu par le consommateur au cours de sa durée de vie. Les services rendus par les biens durables sont donnés par une technologie qui est datée :  $b(t, nT) = b(nT) \forall t \in [nT, (n+1)T]$ . Il existe en outre un

progrès technique sur les services de biens durables tel que :  $\frac{db(v)}{dv} > 0$ . On supposera

que le taux de croissance anticipé du progrès technique est :  $\hat{b}$ . Ce progrès technique vient en opposition à l'usure des biens durables et incite les ménages à les renouveler. Lorsque l'équipement en biens durables est installé pour une durée de vie  $T(0)$ , le ménage consomme des biens fongibles qui lui sont complémentaires.

Nous allons transformer ce programme dynamique en programme statique selon une méthode déjà utilisée pour l'investissement<sup>6</sup>.

<sup>5</sup> Le taux de préférence pour le présent est homogène à « l'usure physique » des biens durables

<sup>6</sup> Voir Maurice et Villa (1980) et Pisani, Sterdyniak et Villa (1984).



En anticipant sur la suite, notons  $\mathbf{g}(t, nT)$ , le logarithme du rapport de consommation de biens fongibles associés aux biens durables sur un intervalle de durée de vie des biens durables :  $\frac{C(t, nT)}{C(nT, nT)} = e^{\mathbf{g}(t, nT)}$  avec  $\mathbf{g}(nT, nT) = 0$ ,  $\forall t \in [nT, (n+1)T[$ . En raison

de la technologie "Putty-Clay" et de "l'homogénéité" de la fonction d'utilité, les biens durables procurent une satisfaction proportionnelle à la consommation de biens fongibles. On a donc :

$$U(C(t, nT), D(nT)) = e^{\mathbf{g}(t, nT)} U(C(nT, nT), D(nT))$$

Nous noterons  $U(nT) = U(C(nT, nT), D(nT))$  et  $U(t, nT) = U(C(t, nT), D(nT))$  les satisfactions instantanées. L'hypothèse Putty-Clay consiste à écrire :

$$U(t, nT) = e^{\mathbf{g}(t, nT)} U(nT) \quad \forall t \in [nT, (n+1)T[ \quad (1)$$

si et seulement si :

$$C(t, nT) = e^{\mathbf{g}(t, nT)} C(nT) \quad \forall t \in [nT, (n+1)T[ \quad (2)$$

L'utilité à maximiser est donc :

$$V = \sum_{n=0}^{+\infty} b(nT) e^{-r nT} \int_{nT}^{(n+1)T} U(t, nT) e^{-r(t-nT)} dt \quad (3)$$

La contrainte de revenu devient :

$$W = \sum_{n=0}^{+\infty} e^{-nrT} \left[ \int_{nT}^{(n+1)T} p(t)y(t) - p_C(t)C(t, nT)e^{-r(t-nT)} dt \right. \\ \left. - p_D(nT)D(nT) \right] = 0 \quad (4)$$

C'est ici qu'il faut introduire les anticipations. Supposons que le ménage anticipe que les prix augmentent aux taux :  $\hat{p}(t)$ ,  $\hat{p}_C(t)$  et  $\hat{p}_D(t)$  et que les revenus réels s'accroissent au taux :  $\hat{y}(t)$ . On introduit la fonction d'actualisation  $j(x, T)$  définie par :

$$j(x, T) = \int_v^{v+T} e^{-x(t,v)} dt$$

Cette fonction d'actualisation permet de répartir une quantité sur l'intervalle  $[v, v + T]$  à l'aide du taux d'actualisation instantané  $x(t, v)$  afin de calculer cette quantité en valeur présente. En particulier dans le cas de taux d'actualisation constant, on a :

$$j(x, T) = \frac{1 - e^{-xT}}{x}$$

Dans le problème qui nous occupe, on a en particulier, pour des anticipations constantes, la fonction de taux d'actualisation du revenu :

$$j(r_p, T) = j(r - \hat{p} - \hat{y}, T) = \frac{1 - e^{-(r - \hat{p} - \hat{y})T}}{r - \hat{p} - \hat{y}}$$

et dans le cas de la croissance à taux variable, la fonction d'actualisation de la consommation est par définition :

$$j(r_c, T) = j(r - \hat{p}_c - \mathbf{g}, T) = \int_v^{v+T} e^{-(r - \hat{p}_c)(t-v) + \mathbf{g}(t,v)} dt$$

De même, on définit la fonction d'actualisation de l'utilité :

$$j(\mathbf{r} - \mathbf{g}, T) = \int_v^{v+T} e^{\mathbf{g}(t,v) - \mathbf{r}(t-v)} dt$$

L'optimisation à la date 0 se fait par rapport aux commandes  $D(nT)$ ,  $C(t, nT)$  et  $T(0)$ . Notons  $\mathbf{I}(0)$  le multiplicateur de Lagrange. Le lagrangien s'écrit :  $K = V + \mathbf{I}(0)W$ . Les conditions d'optimalité du consommateur sont :

$$\frac{\partial K}{\partial D(nT)} = 0, \forall n \in N \quad (5)$$

$$\frac{\partial K}{\partial C(t, nT)} = 0, \forall n \in N \text{ et } \forall t \in [nT, (n+1)T[ \quad (6)$$

$$\frac{\partial K}{\partial T} = 0 \quad (7)$$

Les équations (4), (5), (6) et (7) déterminent  $\mathbf{I}(0)$ , C, D, T.

Pour le bien durable, les équations (5) s'écrivent :

$$b(nT)e^{-r nT} \int_{nT}^{(n+1)T} \frac{\partial U(t, nT)}{\partial D(nT)} e^{-r(t-nT)} dt = \mathbf{I}(0) p_d(nT) e^{-nrT} \quad (8)$$

Pour le bien fongible, les équations (6) s'écrivent :

$$b(nT)e^{-r nT} \frac{\partial U(t, nT)}{\partial C(t, nT)} e^{-r(t-nT)} = \mathbf{I}(0) p_C(t) e^{-r t} \quad (9)$$

Ces deux équations correspondent à deux propriétés économiques. D'une part elles fournissent le rapport consommation de biens durables et de biens fongibles à la date  $nT$  selon le taux de substitution et d'autre part une dynamique de la consommation de biens fongibles. Montrons le.

En utilisant l'hypothèse Putty-Clay des équations (1) et (2), on remarque que :

$$\frac{\partial U(t, nT)}{\partial D(nT)} = e^{g(t, nT)} \frac{\partial U(nT)}{\partial D(nT)} \quad \text{et} \quad \frac{\partial U(t, nT)}{\partial C(t, nT)} = \frac{\partial U(nT)}{\partial C(nT)}$$

On intègre ensuite l'équation (9) sur  $[nT, (n+1)T[$  et on quotiente le résultat par l'équation (8). On obtient :

$$\frac{\frac{\partial U(nT)}{\partial D(nT)} j(\mathbf{r}-\mathbf{g}, T)}{\frac{\partial U(nT)}{\partial C(nT)} j(\mathbf{r}-\mathbf{g}, T)} = \frac{p_d(nT)}{p_C(nT) j(r_C, T)} \quad (10)$$

Introduisons les anticipations de prix dans l'équation (9). En tenant compte de l'hypothèse Putty-Clay (1) et (2), on obtient :

$$b(nT) \frac{\partial U(t, nT)}{\partial C(t, nT)} = \mathbf{I}(0) p_C(0) e^{+(r-r+\hat{p}_C)t} \quad (11)$$

Selon l'équation (11), l'utilité marginale de la consommation des biens fongibles sur l'intervalle d'utilisation des biens durables ne dépend que du niveau technique de ces biens durables et du temps. Dérivons cette équation (11) par rapport au temps :

$$\frac{U_{C(t, nT)}(t, nT)}{U_{C(t, nT)}(t, nT)} = +(r-r+\hat{p}_C) \quad (12)$$

Mais par l'hypothèse Putty-Clay (1) et (2), on sait que :

$$\frac{d\mathbf{g}}{dt} = \frac{\mathcal{C}(t, nT)}{C(t, nT)} = \frac{\mathcal{U}(t, nT)}{U(t, nT)}$$

On a donc :

$$\frac{d\mathbf{g}}{dt} = +(\mathbf{r} - r + \hat{p}_C) \quad \forall t \in [nT, (n+1)T[ \quad (13)$$

$$\text{ou : } \mathbf{g}(t, nT) = e^{(\mathbf{r} - r + \hat{p}_C)(t - nT)}$$

Par ailleurs l'équation (11) permet aussi de définir un numéraire. En effet écrivons la à la date 0 :

$$b(0) \frac{\partial U(0,0)}{\partial C(0,0)} = \mathbf{I}(0) p_C(0) \quad (14)$$

Dans cette équation le multiplicateur de Lagrange  $\mathbf{I}(0)$  est l'utilité marginale en unité réelle de biens fongibles. On peut normaliser le problème en posant :  $p_C(0) = 1$ . Cela revient à prendre les biens fongibles à la date 0 comme numéraire. On définit alors le revenu réel par  $YR = U / \mathbf{I}(0)$  (hypothèse habituelle dans tous les modèles macroéconomiques à fonction d'utilité homogène, comme par exemple le modèle de Heckscher-Ohlin-Samuelson).

Il nous reste à commenter du point de vue économique les équations (13) et (10).

Selon l'équation (13) les consommateurs font un choix de consommation intertemporel de manière que l'utilité marginale de la consommation de biens fongibles futurs varie sur une période d'utilisation des biens durables selon un taux de croissance égal au taux de préférence pour le présent diminué du taux d'intérêt réel (calculé sur le taux d'inflation supporté par les biens fongibles).

La croissance optimale de la consommation de biens fongibles sur la durée de vie  $T(0)$  ne dépend que de l'écart instantané entre le taux de préférence pour le présent et le taux d'intérêt réel anticipé. Cette propriété est très générale et elle ne dépend pas de la forme de la fonction d'utilité mais de l'hypothèse Putty-Clay. Il ne s'agit pas d'une relation de Keynes-Ramsey à l'envers, ne serait ce que parce qu'elle ne dépend pas de la forme de la fonction d'utilité instantanée et parce qu'elle n'est vraie que sur la durée de vie des biens durables correspondants. Cet effet de complémentarité nous amène à qualifier ce modèle de keynésien, bien qu'il réponde à tous les fondements de la théorie néoclassique : la

complémentarité remplace la substitution intertemporelle dans cette interprétation des biens durables et fonde leur spécificité.

L'équation (10) se simplifie puisqu'elle ne dépend que des utilités marginales à l'instant  $nT$  des biens fongibles et durables. Elle se réécrit :

$$\frac{\frac{\mathcal{U}(nT)}{\mathcal{D}(nT)}}{\frac{\mathcal{U}(nT)}{\mathcal{C}(nT)}} = \frac{p_d(nT)}{p_C(nT)j(r_C, T)} \quad (15)$$

Cette équation permet de donner un certain nombre de définitions.

On appelle coût d'usage des biens fongibles le terme :

$$\Gamma_C(T) = \frac{p_C(nT)j(r_C, T)}{j(r_P, T)j(\mathbf{r} - \mathbf{g}, T)}$$

Le coût d'usage des biens fongibles répartit le prix d'achat des biens fongibles sur la durée de vie des biens durables en rapportant leur coût d'achat moyen (deuxième terme du numérateur) au revenu actualisé sur cette période par le taux d'intérêt réel (premier terme du dénominateur) et à l'utilité actualisée par le taux de croissance de la consommation et la préférence pour le présent (deuxième terme du dénominateur).

Le coût d'usage des biens durables est défini par :

$$\Gamma_D(T) = \frac{p_d(nT)}{j(r_P, T)j(\mathbf{r} - \mathbf{g}, T)}$$

Le coût d'usage des biens durables répartit leur coût d'achat sur leur durée de vie selon l'évolution du revenu et de l'utilité qu'ils procurent.

A l'aide de ces définitions, le choix de consommation du ménage devient très simple :

$$\frac{\frac{\mathcal{U}(nT)}{\mathcal{D}(nT)}}{\frac{\mathcal{U}(nT)}{\mathcal{C}(nT)}} = \frac{\Gamma_D(T)}{\Gamma_C(T)} \quad (16)$$

Le taux marginal de substitution ne dépend que du coût d'usage relatif des biens. Ce dernier dépend des valeurs anticipées compte tenu de la durée de vie. Il est fonction indirecte de

l'utilité par le truchement du taux d'actualisation (ou taux de préférence pour le présent). Il suffit pour calculer le coût relatif des biens de pondérer les prix de la consommation par une fonction d'actualisation qui ne dépend que de la croissance de la consommation de biens fongibles en volume et de la croissance anticipée du prix des biens fongibles, c'est-à-dire de la croissance des biens fongibles en valeur, si on veut parler comme en comptabilité nationale. Comme la fonction d'utilité est homogène de degré 1, le rapport de consommation de biens durables aux biens fongibles est une fonction du coût relatif des biens :  $\frac{\Gamma_D}{\Gamma_C}$ . La fonction de demande s'écrit alors de manière explicite. Appelons  $H(n,T)$  la fonction de dépense :

$$H(n, T) = p_D(nT)D(nT) + p_C(nT)j(r_C, T)C(nT) \quad (17)$$

L'équation (16) se réécrit :

$$\frac{C(nT)}{D(nT)} = F\left(\frac{\Gamma_C}{\Gamma_D}\right) \quad F' < 0$$

On en déduit :

$$D(nT) = G\left(\frac{\Gamma_D}{\Gamma_C}\right) \frac{H(n, T)}{p_D(nT)}, \quad G' \leq 0 \text{ si } \textit{élasticité} \leq 1 \quad (18)$$

## **DUREE DE VIE OPTIMALE ET RELATIONS DE COHERENCE DES ANTICIPATIONS.**

Le calcul de la durée de vie optimale s'obtient en éliminant le multiplicateur entre les équations (4) et (7) sous la contrainte que le rapport des consommations D/C vérifie les conditions du premier ordre (5) et (6). Mais le calcul est compliqué et donne des résultats peu interprétables. Pour obtenir des propriétés parlantes, nous transformons le problème en utilisant l'utilité indirecte.

L'équation (3) définissant l'objectif se réécrit en utilisant la définition de  $U(nT)$  et l'hypothèse Putty-Clay (équation (1)) :

$$V = \sum_{n=0}^{+\infty} b(0)e^{(\hat{b}-r)nT} j(\mathbf{r}-\mathbf{g}, T)U(nT) \quad (3')$$

La contrainte de revenu (équation (4)) se réécrit :

$$W = \sum_{n=0}^{+\infty} e^{-nrT} \left[ \begin{array}{l} p(nT)y(nT)j(r_p, T) - p_D(nT)D(nT) \\ - p_C(nT)C(nT)j(r_C, T) \end{array} \right] = 0 \quad (4')$$

La fonction d'utilité indirecte  $U(nT)$  s'écrit en vertu de l'équation (18) :

$$U(nT) = \frac{H(n, T)}{p_D(nT)} \tilde{H}\left(\frac{p_D(nT)}{p_C(nT)j(r_C, T)}\right) \quad (19)$$

où la dépense  $H(n, T)$  est définie par l'équation (17).

Le programme de maximisation se réécrit de manière équivalente sous la forme :

$$\text{Max}_{H, T} V = \sum_{n=0}^{+\infty} b(0)e^{(\hat{b}-r)nT} j(\mathbf{r}-\mathbf{g}, T) \frac{H(n, T)}{p_D(nT)} \tilde{H}$$

s.c.

$$W = \sum_{n=0}^{+\infty} e^{-nrT} [p(nT)y(nT)j(r_p, T) - H(n, T)]$$

Il s'agit de calculer la durée de vie et la répartition de la dépense entre les paquets  $[nT, (n+1)T[$  pour  $D/C(nT)$  optimal à l'intérieur d'un paquet.

La maximisation en  $H$  donne les équations :

$$\begin{aligned} & b(0)e^{(\hat{b}-r)nT} j(\mathbf{r}-\mathbf{g}, T) \frac{1}{p_d(0)e^{\hat{p}_d nT}} \\ & \tilde{H}\left(\frac{p_D(0)}{p_C(0)j(r_C, T)} e^{(\hat{p}_d - \hat{p}_c)nT}\right) \\ & = \mathbf{I}(0)e^{-nrT} \quad \forall n \in N \end{aligned} \quad (20)$$

La maximisation en T donne l'équation :

$$\begin{aligned}
 & b(0) \left[ (\hat{b} - r - \hat{p}_D)n + \frac{j'(\mathbf{r} - \mathbf{g}, T)}{j(\mathbf{r} - \mathbf{g}, T)} + \frac{\tilde{H}_T'}{\tilde{H}} \right] Z \\
 & \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbf{I}(0) \left[ (\hat{p} + \hat{y} - r)n + \frac{j'(r_p, T)}{j(r_p, T)} \right] \\
 & e^{-nrT} p(nT) y(nT) j(r_p, T) - nre^{-nrT} H = 0
 \end{aligned} \tag{21}$$

Les équations (20) donnent une relation de cohérence des anticipations ou déterminent la valeur de  $\mathbf{I}(0)$  tandis que l'équation (21) détermine la durée de vie en fonction de  $\mathbf{I}(0)$  et des anticipations.

En fait ce système a deux solutions : la solution avec des anticipations cohérentes et la solution avec des anticipations incohérentes et une contrainte telle que la dépense soit égale au revenu sur la durée de vie des biens durables.

En effet, les équations (20) nous disent que la quantité :

$$b(0) e^{(r + \hat{b} - r - \hat{p}_D)nT} \tilde{H} \left( \frac{p_D(0)}{p_C(0) j(r_C, T)} e^{(\hat{p}_D - \hat{p}_C)nT} \right)$$

doit être constante pour tout n.

Deux solutions sont alors possibles :

Dans la première cette relation de cohérence entre les anticipations de croissance des prix, le taux d'intérêt et la croissance du progrès technique est vérifiée. La dépense n'est pas alors égale au revenu à chaque période et la croissance de la consommation totale différera de la croissance du revenu.

Dans la deuxième, cette relation de cohérence n'est pas vérifiée. L'équation (20) n'a donc pas de solution constante en  $\mathbf{I}(0)$ . Pour résoudre le problème, il faut supposer que  $\mathbf{I}$  dépend de n. Mais alors cela signifie que la contrainte budgétaire doit être vérifiée à chaque période, c'est-à-dire que :

$$p(nT) y(nT) j(r_p, T) = H(n, T) \quad \forall n$$

On remarquera que dans les deux cas il existe une condition de stabilité conséquence de la condition de transversalité. L'utilité n'est finie que si le taux de croissance du progrès technique additionné de celui du revenu nominal est inférieur au taux d'actualisation



nominal de la fonction d'utilité, c'est-à-dire au taux d'actualisation augmenté du taux de croissance moyen des prix à la consommation des biens durables et non durables.

On peut être surpris de l'apparition de cette relation de cohérence puisque dans le cas simple d'optimisation intertemporelle, elle n'apparaît pas. En fait, elle intervient ici pour deux raisons :

- ◆ d'une part l'optimisation intertemporelle est effectuée ici sur des paquets qui ont une épaisseur correspondant à la durée de vie des biens durables de sorte que le niveau de la dépense sur un paquet dépend aussi des anticipations.
- ◆ d'autre part la fonction d'utilité étant homogène, la satisfaction optimale sur un paquet est proportionnelle à la dépense et n'est donc pas strictement concave.

Ces résultats vont s'éclairer sur un exemple.

### **FILAGE D'UN EXEMPLE : LA COBB-DOUGLAS**

Supposons que la fonction d'utilité soit de type Cobb-Douglas :  $U = C^a D^{1-a}$  avec  $1-a \cong 0,12$ .

L'équation (16) s'écrit :

$$\frac{p_d(nT)D(nT)}{p_C(nT)C(nT, nT)j(r_c, T)} = \frac{1-a}{a}$$

Les fonctions de demande (équations (18)) s'écrivent :

$$p_D(nT)D(nT) = (1-a)H(nT)$$

$$p_C(nT)j(r_c, T)C(nT) = aH(nT)$$

et l'équation (13) :  $\mathbf{g} = \mathbf{r} - r + \hat{p}_C$

La fonction d'utilité indirecte est :

$$U = \frac{\mathbf{a}^a (1-\mathbf{a})^{(1-\mathbf{a})} H}{p_C^a p_D^{1-\mathbf{a}} j(r_c, T)^a}$$

Il s'agit de maximiser :

$$\sum_{n=0}^{+\infty} e^{(\hat{b}-r-\hat{a}\hat{p}_C-(1-\hat{a})\hat{p}_D)nT} \frac{j(\mathbf{r}-\mathbf{g},T)}{j(r_C,T)^a} H$$

$$+ \mathbf{I}(0) \left( \sum_{n=0}^{+\infty} e^{-nrT} (p(nT)y(nT)j(r_p,T) - H) \right)$$

La relation de cohérence est :

$$r + \hat{b} - r - \hat{a}\hat{p}_C - (1 - \hat{a})\hat{p}_D = 0$$

La condition de stabilité (condition de transversalité) est :

$$\hat{b} < r - \hat{y} + (\hat{a}\hat{p}_C + (1 - \hat{a})\hat{p}_D - \hat{p})$$

La relation de stabilité est vérifiée si la relation de cohérence est vérifiée et si le taux d'intérêt réel est supérieur au taux de croissance.

Supposons que la relation de stabilité soit vérifiée et que la relation de cohérence ne le soit pas. Alors on a :

$$H = p(nT)y(nT)j(r_p,T)$$

Il ne reste plus qu'à maximiser :

$$\sum_{n=0}^{+\infty} e^{(\hat{b}-r-\hat{a}\hat{p}_C-(1-\hat{a})\hat{p}_D)nT} \frac{j(\mathbf{r}-\mathbf{g},T)}{j(r_C,T)^a} e^{(\hat{p}+\hat{y})nT} j(r_p,T)$$

soit :

$$\frac{1}{1 - e^{(\hat{b}+\hat{p}+\hat{y}-r-\hat{a}\hat{p}_C-(1-\hat{a})\hat{p}_D)T}} \frac{j(r_p,T)j(\mathbf{r}-\mathbf{g},T)}{j(r_C,T)^a}$$

ou encore :

$$\mathbf{a} \frac{j'(r_C, T)}{j(r_C, T)} = \left[ \frac{j'(r_P, T)}{j(r_P, T)} + \frac{j'(\mathbf{r} - \mathbf{g}, T)}{j(\mathbf{r} - \mathbf{g}, T)} \right] + \frac{\hat{b} + \hat{y} - \mathbf{r} - (\mathbf{a}\hat{p}_C + (1 - \mathbf{a})\hat{p}_D - \hat{p})}{e^{(\mathbf{r} + \mathbf{a}\hat{p}_C + (1 - \mathbf{a})\hat{p}_D - \hat{p} - \hat{y} - \hat{b})T} - 1} \quad (22)$$

L'équation (22) montre que la durée de vie optimale, c'est-à-dire le rythme optimal de renouvellement des biens durables ne dépend pas du niveau des revenus, ni du niveau des prix. La durée de vie optimale ne dépend que du taux d'intérêt nominal, du taux de préférence pour le présent (usure de la valeur d'usage des biens durables) et des anticipations de taux de croissance des prix et du progrès technique.

Cette équation peut s'interpréter aussi en disant qu'on change de bien durable lorsque l'utilité que procure la consommation sur un bien durable ancien est égale à l'utilité que procure un bien durable nouveau diminuée de la désutilité (en terme de biens fongibles), associée au coût d'achat de ces biens durables nouveaux. L'utilité que procure la consommation avec un bien durable ancien est donnée par le membre de gauche de (22). L'utilité que procure l'achat d'un bien durable nouveau sur la durée de vie est la somme de deux termes. Le premier terme (premier terme du membre de droite de l'équation (22)) est l'utilité que procure, sur la durée de vie, la croissance des revenus. Le deuxième terme est l'utilité que procure un bien durable neuf compte tenu de la croissance de la consommation associée à ce bien durable (deuxième terme du membre de droite de (22)). La désutilité correspondant à l'achat des biens durables est le troisième terme du membre de droite. Elle est égale au coût mesuré comme la « somme » du taux de préférence pour le présent et du prix moyen de la consommation diminué des gains obtenus grâce à la croissance des revenus et du progrès technique.

On peut choisir comme déflateur du revenu le prix moyen à la consommation. On a donc :

$$\hat{p} = \mathbf{a}\hat{p}_C + (1 - \mathbf{a})\hat{p}_D$$

L'équation (22) se réécrit :

$$\mathbf{a} \frac{j'(r_C, T)}{j(r_C, T)} = \left[ \frac{j'(r_P, T)}{j(r_P, T)} + \frac{j'(\mathbf{r} - \mathbf{g}, T)}{j(\mathbf{r} - \mathbf{g}, T)} \right] + \frac{\hat{b} + \hat{y} - \mathbf{r}}{e^{(\mathbf{r} - \hat{y} - \hat{b})T} - 1} \quad (23)$$

7 On retrouve ici la même propriété que pour la durée de vie du capital physique lorsque la fonction de production macroéconomique est homogène (voir R. D. G. Allen (1969), pages 331 et sq.).

ou au premier ordre (par développements limités) :

$$\frac{2(3-\mathbf{a})}{T} = \hat{b} - (1-\mathbf{a})\mathbf{r} + (1-2\mathbf{a})(r-\hat{p}_C) + (r-\hat{p}) \quad (24)$$

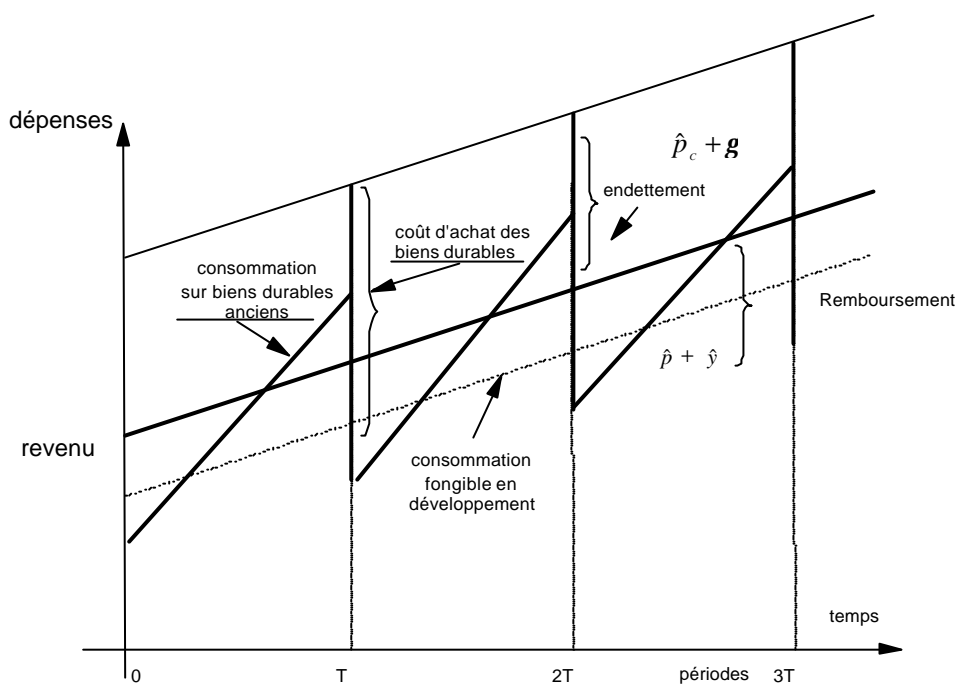
La durée de vie est une fonction décroissante du taux d'intérêt réel anticipé (effet du coût d'achat des biens fongibles et des biens durables, c'est-à-dire de la dépense), décroissante de l'écart entre le taux d'intérêt et le taux de croissance du prix des biens fongibles (effet de la dynamique d'achat des biens fongibles) décroissante du progrès technique et croissante de la préférence pour le présent (effet d'usure des biens durables).

En multipliant par  $e^{+(r-\hat{p}_C)T}$  les deux membres, on réécrit l'équation (23) de la manière suivante :

$$\left[ \frac{e^{(\hat{p}+\hat{y}-\hat{p}_C)T}}{j(r_P, T)} + \frac{1}{j(\mathbf{r}-\mathbf{g}, T)} + \frac{(\hat{b} + \hat{y} - \mathbf{r})e^{+(r-\hat{p}_C)T}}{e^{(r-\hat{y}-\hat{b})T} - 1} \right] = \frac{\mathbf{a}^{gT}}{j(r_C, T)} \quad (25)$$

Cette équation (25) peut s'interpréter en termes de coûts. En effet définissons par  $p_C(t) / j(\mathbf{r}-\mathbf{g}, T)$  le prix implicite (shadow price) des biens durables parce qu'ils fournissent une utilité  $j(\mathbf{r}-\mathbf{g}, T)$  en terme de biens fongibles. La durée de vie optimale égalise la dépense de fonctionnement en biens fongibles avec un vieux bien durable (membre de droite) à la dépense en développement calculée comme la somme du pouvoir d'achat du revenu en terme de biens fongibles (premier terme du membre de gauche), du prix d'achat implicite du bien durable neuf remplaçant l'ancien (deuxième terme du membre de gauche), augmenté des gains actualisés des dépenses provenant du progrès technique (troisième terme du membre de gauche). Ce résultat est résumé dans la figure 1 pour un ménage qui a une forte préférence pour le présent. A la date 0 il s'endette pour acheter le bien durable, puis tant il rembourse qu'il fait des excédents qui lui permettent de consommer plus de biens fongibles. A la date T, l'intégrale sur la durée de vie de son endettement est nulle conformément à l'hypothèse de non cohérence des anticipations.

**Figure 1 :**  
**Rythme de renouvellement des biens durables pour un ménage de durée de vie infinie**  
**qui s'endette et a une forte préférence pour le présent**



### AGREGATION.

Deux types d'agrégation sont possibles qui conduisent à deux spécifications différentes : l'agrégation spatiale et l'agrégation temporelle.

*L'agrégation spatiale.*

On se place à un instant  $t$  et on considère un ensemble de ménages indicés par  $i$ . Leur fonction de demande de biens durables est donnée par l'équation (18). On écrit :

$$D_i = a_i \left( \frac{\Gamma_D}{\Gamma_C} \right) H_i$$

où  $H_i$  est la dépense réelle.

Leur fonction d'épargne est donnée par :

$$H_i = s_i(tcho, \hat{R}_i, CU07)R_i$$

où  $tcho$  est le taux de chômage,  $\hat{R}_i$  est la croissance du revenu réel par ménage et  $CU07$  le coût d'usage du logement.

La répartition des revenus est donnée par :

$$b_i = \frac{R_i}{\sum R_i} = \frac{R_i}{R}$$

Il en résulte que :

$$\frac{D}{R} = \frac{\sum D_i}{R} = \sum a_i s_i b_i = F\left(\frac{\Gamma_D}{\Gamma_C}, tcho, \hat{R}, CU07, Z\right) \quad (26)$$

où  $Z$  est un indice de répartition du revenu et  $\hat{R}$  un indice de croissance du revenu agrégé.

Dans cette équation le taux de croissance du revenu à court terme a un effet négatif sur la demande de biens durables car il a une influence positive sur le taux d'épargne. En d'autres termes, les ménages ne consomment en biens durables que les accroissements de revenus permanents car il faut les renouveler.

Cette agrégation donne une équation en flux.

*L'agrégation temporelle.*

La formalisation de la demande de biens durables nouveaux découle de la demande optimale de stock de biens durables. On note  $I^*\left(t, \frac{\Gamma_D}{\Gamma_C}, tcho, \hat{R}, CU07, Z\right)$  la demande

de biens durables nouveaux optimale à la date  $t$  par unité de revenu. Soit  $R_t^a$  le revenu réel anticipé à la date  $t$ . Le stock demandé de biens durables nouveaux est donc :

$$K_t^d = I^*(t)R_t^a$$

On note  $\bar{I}(t)$  la demande moyenne apparente de biens durables anciens telle qu'elle a été observée dans le passé comme une suite de demandes diachroniques. Le revenu courant est noté  $R_t$ . Par définition de  $\bar{I}(t)$  le stock de biens durables anciens vérifie donc :

$$K_t = \bar{I}(t)R_t$$

On note  $S_t$  les déclassements de biens durables anciens d'âge  $T$ . Compte tenu de leur utilité qui dépendait du progrès technique, leur demande par unité de revenu était par définition :  $\mathbf{I}(t-T)$ . Il faut les remplacer par des biens durables nouveaux dont l'utilité est supérieure compte tenu du progrès technique et dont la demande est caractérisée par  $\mathbf{I}^*(t)$ . Les achats de remplacement sont donc définis par :

$$\tilde{S}_t = \frac{\mathbf{I}^*(t)}{\mathbf{I}(t-T)} S_t$$

La demande de biens durables nouveaux est donc :

$$D_t = K_t^d - K_t + \tilde{S}_t$$

ou encore :

$$\frac{D_t}{K_t} \cong \frac{\mathbf{I}^*(t, \frac{\Gamma_D}{\Gamma_C}, \hat{R} \dots) - \bar{\mathbf{I}}}{\bar{\mathbf{I}}} + \frac{R_t^a - R_t}{R_t} + \frac{\mathbf{I}^*(t)}{\mathbf{I}(t-T)} \frac{S_t}{K_t} \quad (27)$$

Cette équation se réécrit en faisant une hypothèse d'anticipations adaptatives des revenus :

$$\frac{D}{K} = F\left(\frac{\Gamma_D}{\Gamma_C}, tcho, CU07, Z, \hat{R}, \frac{S_t}{K_t}\right)$$

L'effet de croissance des revenus est ambigu : d'une part une augmentation du revenu accroît le taux d'épargne désiré, donc réduit la demande de biens durables (effet revenu transitoire), d'autre part une augmentation de revenu est une promesse de revenus futurs qui accroît la demande (effet revenu anticipé).

Les ménages qui achètent les biens durables nouveaux (investissement de capacité) ne sont pas les mêmes que ceux qui remplacent les anciens (investissements de productivité). Il s'agit de la même interprétation que dans les modèles macroéconomiques à générations de capital comme DMS : pour la même équation, les investissements nouveaux (investissements de capacité) sont le fait d'entreprises différentes des déclassements et des remplacements (investissements de productivité) : par exemple l'électronique et la sidérurgie dans les années 1980 pouvaient être introduites dans la même fonction à générations de capital.

Cette agrégation donne une équation en stock.

## LES DONNEES

Conséquence des développements théoriques précédents, la mesure du coût d'usage relatif des biens durables selon le concept Putty-Clay revient à calculer le prix relatif suivant :

$$\frac{p_D}{p_C} \frac{1}{j(r - \hat{p}_C - \mathbf{g}, T)} = \frac{p_D}{p_C} \frac{r - \hat{p}_C - \mathbf{g}}{1 - \exp(-(r - \hat{p}_C - \mathbf{g})T)}$$

où :  $p_D$  est le prix des biens durables,  $p_C$  est le prix des biens fongibles,  $\hat{p}_C$  la croissance des prix anticipés des biens fongibles,  $\mathbf{g}$  la croissance en volume des biens fongibles,  $T$  la durée de vie des biens durables et  $r$  le taux d'intérêt.

A formulation simple, mesure difficile, parce qu'il faut choisir des variables observables comme le taux d'intérêt ou définir et calculer des variables qui ne le sont pas directement comme la durée de vie. La pertinence des résultats économétriques dépend plus, comme souvent en macro-économie, du choix des données ou de la pertinence du calcul des variables que de la méthode d'estimation. La validité de la théorie présentée dans le premier paragraphe dépend essentiellement de la capacité à la mesurer. La plupart des auteurs comme Smith (1962), Hamburger (1967), Sterdyniak(1987) qui étudient l'impact du taux d'intérêt sur le comportement des ménages concernant leurs achats de biens durables ou totaux utilisent dans leur modèle les taux d'intérêt des obligations ou les taux de rémunérations de l'épargne (taux du livret A, taux des plans épargne logement) comme variables explicatives. Mais ces taux créditeurs ont en fait une action directe sur l'épargne globale pour les premiers et sur la structure de détention de cette épargne pour les seconds. Pour tourner le problème évoqué par Sterdyniak avec le coût du crédit à la consommation, Cadiou (1995) utilise le taux du marché monétaire - bien que les taux créditeurs et débiteurs soient très différents - en introduisant une variable de développement des marchés financiers. En fait le coût d'usage des biens durables est beaucoup mieux représenté par les taux correspondants à l'endettement à court terme des ménages qui est la forme marginale de financement de la consommation. Dans le même esprit, le coût d'usage du logement dépend directement du taux d'intérêt des crédits spécialisés. La Banque de France publie depuis 1970 les résultats d'une enquête trimestrielle sur le coût des crédits aux particuliers. L'enquête distingue les prêts personnels (le taux d'intérêt est payé sur la totalité du montant et de la durée), les comptes débiteurs (les découverts de caisse et les avances aux particuliers) et les crédits à l'habitat. Avant 1990, les taux correspondant sont classés selon leur niveau observé (taux plancher, taux plafond), à partir de 1990, selon la nature juridique du prêt (taux fixe, taux variable) et la taille du prêt : les données ont été raccordées pour fournir des taux fixes d'emprunts correspondant à des taux moyens en omettant le fait que les contraintes sur les variables sources (nature juridique, taille) ne sont pas les mêmes que celles sur les variables cibles (taux).



## **LA MESURE DE LA DUREE DE VIE DES BIENS DURABLES.**

Plusieurs approches sont possibles. On peut utiliser les taux de survie à partir d'enquêtes effectuées auprès des ménages. Dans ce cas précis, on s'intéresse plus à la durée de vie médiane du bien durable, c'est-à-dire l'âge à partir duquel la moitié des biens possédés sont cassés ou remplacés. On peut considérer que la durée de vie d'un bien durable est une variable aléatoire représentable par une loi de probabilité qui a les qualités requises : flexibilité, peu de paramètres, facilité de calcul. On peut utiliser des séries temporelles. Ainsi, d'après Mankiw (1982), la demande d'un bien durable suivrait un ARMA(1, 1) et non un AR(1) comme le pensait Hall (1978). Enfin on peut utiliser l'inventaire permanent qui permet de calculer un parc de biens durables et sa durée de vie moyenne et/ou médiane à chaque période. Cette méthode est difficile à mettre en œuvre parce qu'elle nécessite de disposer de séries longues de consommation de biens durables : c'est celle que nous avons choisie. Pour l'automobile, on dispose d'informations particulières importantes. Malgré les multiples usages, en France, les immatriculations permettent de connaître le nombre de véhicules neufs achetés par les ménages pour les besoins de la consommation. Ces données sont fournies par le Comité des Constructeurs Français d'Automobiles. On estime alors la loi de déclassement du parc qu'on suppose log-normale et on en déduit la durée de vie moyenne (voir Rouchet (1992), page 9). Connaissant les déclassements d'automobiles chaque trimestre selon leur âge, il évalue la fonction de survie des automobiles (i.e. la part non déclassée du parc pour chaque âge à chaque période du temps). En supposant que la loi sous-jacente est log-normale, du fait qu'il connaît la fonction de survie pour chaque âge (puisque'il l'observe), il peut estimer la droite de Henry, c'est-à-dire l'espérance et l'écart type de cette loi, par une régression linéaire dont l'espérance du logarithme de la durée de vie est le terme constant et l'écart type est le coefficient de l'inverse de la fonction de répartition de la loi normale calculée pour le complément à un de la fonction de survie. Il trouve une espérance  $m = 2,25$  ( $T = 154$ ) et un écart type  $s = 0,48$  ( $T = 38,5$ ). Le stock est ensuite évalué selon la méthode de l'inventaire permanent popularisée en France par Mairesse (1972). Les âges moyen et médian du parc sont donc indirectement observés et variables au cours du temps. C'est l'âge médian que nous avons utilisé pour les estimations économétriques. Le calcul est plus difficile pour les biens durables ménagers qui sont par nature hétérogènes. Au niveau d'agrégation où nous plaçons la durée de vie ne peut être qu'« apparente transversale ». Nous l'avons calculée à l'aide des données INSEE (Fouquet (1975), INSEE résultat N°241, Monteiro et Rowenczyk (1994)). Les données sont disponibles sur internet.

## **LES ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES.**

Les premières estimations économétriques de la consommation de biens selon leurs fonctions ont été effectuées sur la base des modèles de Stone et Rowe (1957 et 1960), de Houthakker et Taylor (1970), comme pour la France les travaux de A. Fouquet (1973). Dérivés de la spécification de Nerlove (1958), les spécifications utilisent une théorie implicite du « stock désiré » de biens durables considérés, suivant la fonction de consommation de biens durables sous-jacents, comme un « effet d'habitude » - déjà mentionnée par Brown (1952) - , comme une source de retards dans la fonction de consommation, ou comme un déterminant des « services » qui interviennent directement

dans la fonction d'utilité. Ces formalisations se combinent aisément avec notre théorie du coût d'usage relatif Putty-Clay.

Sur données françaises les estimations doivent tenir compte des résultats obtenus pour les estimations de l'ensemble de la consommation. Deux points doivent être retenus. Tout d'abord la propension moyenne à consommer dépend de la répartition des revenus. Ainsi Villa (1996) observe que la propension à consommer les salaires est proche de celle des prestations sociales et proche de la propension à épargner l'impôt sur le revenu. En revanche la propension à consommer les revenus non salariaux (intérêts et dividendes) et les revenus des entrepreneurs individuels est plus faible. Il est donc nécessaire de faire intervenir une variable de partage des revenus de façon à contrôler l'estimation. En second lieu, les estimations montrent que la richesse désirée en logement a une influence sur le taux d'épargne. Mais Villa (1996) trouve (pages 134-135) que la structure de bilan des ménages, et en particulier le partage de leur richesse entre capital logement et capital financier, n'a pas d'influence significative sur la consommation totale sur la longue période. Il est donc nécessaire de faire intervenir le logement sur la consommation de biens durables par des effets prix plutôt que des effets quantités.

Ainsi donc avons nous introduit deux variables de contrôle dans les équations estimées. La première est la part des revenus salariaux y compris prestations sociales et nets des impôts et des cotisations sociales dans le revenu disponible total des ménages. La seconde est le coût d'usage du logement. Ce dernier est calculé en supposant que les logements ont une durée de vie infinie et se déclassent à un rythme exponentiel. Le taux d'intérêt est le taux d'intérêt moyen des prêts au logement et le taux d'inflation anticipé est le taux de croissance annuel en glissement du prix de la consommation totale (en biens durables et fongibles). La formule du coût d'usage relatif du logement est donc :

$$CU07 = \frac{p_L}{p_{CONS}}(r_L - \hat{p}_{CONS} + \mathbf{d}_L)$$

$CU07$  est le coût relatif d'usage du logement,  $p_L$  est le prix du logement,  $p_{CONS}$  est le prix à la consommation totale (biens durables et fongibles),  $r_L$  est le taux d'intérêt des prêts au logement,  $\mathbf{d}_L$  est le taux des déclassements en logement<sup>8</sup>. On remarquera que cette définition du coût d'usage Putty-Clay est différente de celle de Mankiw (1985, p 355) même dans un modèle avec taux de déclassement et durée de vie infinie.

<sup>8</sup>

Le taux de déclassement en logement est le taux apparent calculé à partir des comptes de patrimoine de l'Insee comme le rapport des déclassements en logement en francs courants rapporté au stock de logement en francs courants y compris plus-values (voir Vandekerchove et alii).

Le modèle de flux.

Il s'agit d'estimer l'équation (26) linéarisée<sup>9</sup>.

$$\begin{aligned}
 \text{Log}\left(\frac{D}{R}\right) &= \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \text{Log}\left(\frac{D}{R}\right)_{-1} + \mathbf{a}_2 \text{Log}\left(\frac{D}{R}\right)_{-2} \\
 &+ \mathbf{b} \text{LPART} + \mathbf{g}_1 \text{LCU} + \mathbf{g}_2 \text{LCU07} + \mathbf{d} \text{LTCHO} \\
 &+ \mathbf{e} \text{Log}\left(\frac{R / p_{\text{CONS}} / M}{R_{-1} / p_{\text{CONS}}(-1) / M_{-1}}\right) + u_t
 \end{aligned} \tag{28}$$

$\frac{D}{R}$  est le rapport de la consommation des biens durables au revenu disponible,  $\text{LCU}$  est le logarithme du coût d'usage relatif des biens durables considéré par rapport aux biens fongibles ( $\text{CU} = \frac{p_D}{p_C} \frac{r - \hat{p}_C - \mathbf{g}}{1 - \exp(r - \hat{p}_C - \mathbf{g})T}$ ),  $p_C$  est le prix de la consommation de biens fongibles et  $\text{LCU07}$  est le logarithme du coût d'usage du logement,  $\text{LPART}$  est le logarithme de la part des revenus salariaux dans le revenu disponible : cette variable prend en compte l'augmentation de la propension à consommer sur longue période avec la salarisation croissante de l'économie (c'est une variable de répartition des revenus),  $\text{LTCHO}$  est le logarithme du taux de chômage (chômage/emploi). Le taux de croissance du revenu réel par ménage  $\hat{R} = \text{Log}(R / p_{\text{CONS}} / M / R_{-1} / p_{\text{CONS}}(-1) / M(-1))$  module le taux d'épargne selon les variations de court terme du revenu par ménages : les achats de biens durables dépendent des ménages et non des individus ( $M$  est le nombre de ménages). Cette spécification fait apparaître les élasticités-prix qu'on suppose stables au cours du temps. La consommation est modélisée comme un processus autorégressif d'ordre 2, ce qui correspond à un ajustement vers la valeur de long terme de type  $\text{AR}(2)$ <sup>10</sup> ; Le modèle correspond à une fonction d'utilité homogène, c'est pourquoi il est spécifié tout en taux.

La spécification log-log a pour but de distinguer les effets marginaux des effets moyens. En effet, si on cherche les effets moyens, avec une fonction d'utilité indirecte translog (qui est la meilleure approximation au second ordre) de type :

---

<sup>9</sup> Nous avons choisi deux retards géométriques parce que c'est la spécification qui marche le mieux : si on n'en met qu'un les autres coefficients ne sont pas significatifs et si on en met plus de deux, les retards supplémentaires ne le sont pas.

<sup>10</sup> On retrouve cette configuration de base dans le modèle Métrix (équipe Métrix, 1988 ; INSEE-DP) et le modèle Créatin et L'Hardy (1989), qui pour ces derniers ne concerne que la consommation de biens fongibles et/ou la consommation totale.

$$\begin{aligned} \text{Log}C(w_1, w_2) &= \mathbf{a}\text{Log}w_1 + (1 - \mathbf{a})\text{Log}w_2 \\ &- \mathbf{b}(\text{Log}w_1 - \text{Log}w_2)^2 - \text{Log}R \end{aligned}$$

c'est la variable de niveau D/R qui devrait être estimée en fonction du logarithme des coûts d'usage relatifs (utiliser l'identité de Roy,  $w_1 D/R = \mathbf{a} - \mathbf{b}(\text{Log}(w_1/w_2))$ ). Mais si on veut estimer une équation locale (effets marginaux) plutôt que globale (effets moyens), on sait que les équations de Slutsky s'écrivent :

$$\frac{dD}{D} = \left( \frac{dR}{R} - \mathbf{a} \frac{dw_1}{w_1} - (1 - \mathbf{a}) \frac{dw_2}{w_2} \right) - (1 - \mathbf{a}) \mathbf{s} \frac{d\text{Log}(w_1/w_2)}{d(w_1/w_2)}$$

où  $\mathbf{a}$  et  $\mathbf{s}$  sont la part de la dépense moyenne en biens fongibles et l'élasticité locale des demandes de biens fongibles et durables aux niveaux de revenus et de prix correspondants. L'équation (28) s'en déduit par intégration abusive.

Les retards et la variable  $\hat{R}$  prennent en compte l'idée selon laquelle seuls les revenus interprétés comme permanents permettent de s'engager dans l'achat de biens durables qu'il faut renouveler. Le taux de chômage est un effet externe sur la consommation puisqu'il est une variable directement macroéconomique. Le modèle a été estimé pour la consommation totale de biens durables, pour la consommation d'équipements ménagers et pour la consommation d'automobile. Pour cette dernière, on a considéré deux mesures : la consommation au sens de la comptabilité nationale en francs constants de 1980 et la consommation désaisonnalisée par Holt et Winters en nombre de véhicules.

On voudrait estimer l'équation (28) par les MCO. Malheureusement les variables  $\text{Log}(D/R)$ ,  $LCU$ ,  $LCU07$ ,  $LPART$  sont intégrées d'ordre 1 tandis que  $LTCHO$  et  $\hat{R}$  sont intégrées d'ordre 0. Il faut donc vérifier que les variables explicatives (à droite de (28)), intégrées d'ordre 1, sont faiblement exogènes pour les paramètres d'intérêt ( $\mathbf{a}_0, \mathbf{a}_1, \mathbf{a}_2, \mathbf{b}, \mathbf{g}_1, \mathbf{g}_2$ ). Dans le cas contraire, les coefficients estimés par les moindres carrés ordinaires peuvent être biaisés et surtout la variance conditionnelle de l'équation de consommation dépend de la corrélation entre les erreurs sur les variables. Pour tester l'exogénéité faible, on plonge l'équation (28) dans un modèle vectoriel à correction d'erreur de manière purement technique, sans raison économique, afin de procéder à des tests paramétriques (pour une présentation à la française, voir Gourieroux et Montfort (chapitres 10 et 13) et à l'anglosaxonne Banerjee et alii (p. 17-20 et 251-252)). On ajoute les équations :

$$\begin{aligned} LPART &= LPART(-1) + m(LPART(-1) - LPART(-2)) \\ &+ n\text{Log}(D/R)(-1) + c + v_t \end{aligned} \tag{29}$$

$$\begin{aligned} LCU07 &= LCU07(-1) + i(LCU07(-1) - LCU07(-2)) \\ &+ j \text{Log}(D/R)(-1) + c7 + w_t \end{aligned} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} LCU &= LCU(-1) + k(LCU(-1) - LCU(-2)) \\ &+ l \text{Log}(D/R)(-1) + z_t \end{aligned} \quad (31)$$

On estime alors le modèle formé des équations (28), (29), (30), (31) par le maximum de vraisemblance (méthode du minimum de distance de Zellner). Puis on teste par le rapport des vraisemblances la valeur des coefficients en supposant que les aléas sont gaussiens. Les variables explicatives de la consommation ne sont pas faiblement exogènes pour les paramètres d'intérêt  $(\mathbf{a}_0, \mathbf{a}_1, \mathbf{a}_2, \mathbf{b}, \mathbf{g}_1, \mathbf{g}_2)$  lorsque la consommation a une influence sur le partage des revenus et sur les coûts d'usage relatifs. On procède par tests de Lagrange emboîtés. On constate tout d'abord qu'on ne refuse pas l'hypothèse  $n = j = l = 0$  et donc que les risques de biais du deuxième ordre (variance conditionnelle) sont nuls. Ensuite on constate qu'on ne refuse pas l'hypothèse  $m = i = 0$ . Enfin en comparant avec l'estimation par les moindres carrés ordinaires empilés, on ne refuse pas l'hypothèse d'une matrice de variance covariance diagonale. En conclusion, les variables sont faiblement exogènes et on peut utiliser les moindres carrés ordinaires (tableau 1).

Le taux de chômage n'est pas significativement différent de 0 et l'effet revenu (effet négatif) ne l'est que pour l'automobile.

Tableau 1

1972 : 1/1996 : 4	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$b$	$g_1$	$g_2$	$e$	DW $\bar{R}^2$ see (%)
Biens Durables(total)	-0,48 (0,17)	0,55 (0,11)	0,24 (0,10)	0,28 (0,13)	-0,17 (0,07)	0,055 (0,015)	0 contraint	2,05 0,90
Propension	0,60							1,3 %
Biens ménagers	-0,71 (0,23)	0,67 (0,10)	0,17 (0,09)		-0,10 (0,04)	0,028 (0,012)	0 contraint	2,00 0,98
Propension	0,79			-			-	1,0 %
Auto comptes nat	-0,67 (0,23)	0,69 (0,10)	0,16 (0,09)		-0,09 (0,04)	0,03 (0,01)	-0,80 (0,43)	1,95 0,98
Propension				-				1,0 %
Auto comptes nat.	-0,99 (0,23)	0,50 (0,10)	0,25 (0,10)		-0,26 (0,11)	0,067 (0,020)	0 contraint	2,05 0,73
Propension	0,37			-			-	1,5 %
Auto nombre CVS	1,52 (0,53)	0,42 (0,10)	0,28 (0,10)		-0,39 (0,17)	0,11 (0,03)	0 contraint	2,04 0,69
Propension	3,82			-			-	2,0 %

Entre parenthèses les écarts types. Les termes constants sont le logarithme de la propension marginale à consommer de court terme (donc négatifs) sauf pour le nombre d'automobile où c'est un coefficient de dimension (donc positif).

Les élasticités à long terme du coût d'usage, le délai moyen :  $(a_1 + 2a_2)/(1 - a_1 - a_2)$  et le coefficient de rappel :  $1/(1 - a_1 - a_2)$  sont données dans le tableau 2.

Tableau 2

Effets de long terme (écarts-types)	LCU	LCU07	Délai (trim)	Rappel
Biens durables (total)	-0.78 (0,29)	0.26 (0,06)	4.86 (1.58)	4.73 (1.18)
Biens ménagers	-0,65 (0,12)	0,18 (0,07)	6,54 (2,44)	6,44 (1,92)
Auto comptes nationaux	-1.03 (0,51)	0,27 (0,08)	3,94 (1,53)	3,96 (1,08)
Auto nombre CVS	-1.31 (0,67)	0,38 (0,11)	3,35 (1,22)	3,40 (0,84)

L'élasticité de long terme de l'achat des biens durables au coût relatif d'usage des biens durables n'est en général pas significativement différente de 1 lorsqu'on fait les tests statistiques. Enfin l'élasticité au coût d'usage du logement est positive mais beaucoup plus faible. L'augmentation du taux d'intérêt a donc deux effets opposés. Une augmentation du taux d'intérêt de 1 point diminue l'achat de biens durables de 0.6 à 1.0%, mais les ménages réduisent leurs achats de logement et les substituent aux biens durables pour 0.25% environ. Au total les achats de biens durables ne diminuent que de 0.35 à 0.75% environ. C'est ce double impact du taux d'intérêt qui explique la difficulté à mettre en évidence un effet direct sur la consommation totale sur données françaises.

Du point de vue économique, cette équation est très critiquable. Le taux de chômage et le revenu transitoire n'apparaissent pas (sauf pour l'automobile). Le partage du revenu ramasse d'autres effets : la croissance de l'urbanisation et de la richesse non terrienne diffusent le mode de consommation des biens durables tandis que l'augmentation du revenu élève le taux d'épargne.

*Le modèle de stock.*

Il s'agit d'estimer une version linéarisée de l'équation (27). Afin d'éviter les problèmes liés à la fonction de remplacement, nous estimons un modèle en taux d'accumulation net :

$$\frac{D_N}{K_{-1}} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \left( \frac{D_N}{K_{-1}} \right)_{-1} + \mathbf{a}_2 \left( \frac{D_N}{K_{-1}} \right)_{-2} + \mathbf{g}_1 LCU + \mathbf{g}_2 LCU07 + \mathbf{d} LTCHO + \mathbf{e} \hat{R} + u_t$$

Ce modèle n'est estimé que pour l'automobile dont le parc est connu avec précision.

$D_N / K_{-1}$ , le taux d'accumulation net du parc automobile, est calculé de la manière suivante :

$$\frac{D_N}{K_{-1}} = \frac{D - DEC}{K_{-1}} = \frac{D}{K_{-1}} - TDEC$$

où  $\frac{D}{K_{-1}}$  est le taux d'accumulation brut (rapport des achats de véhicules neufs en nombre

au capital accumulé en nombre ou parc automobile),  $DEC$  sont les déclassements en nombre et  $TDEC$  est le taux de déclasserement apparent observé (mises au rebut/parc).  $LCU$  est le logarithme du coût d'usage relatif de l'automobile,  $LCU07$  est le logarithme du coût d'usage du logement,  $LTCHO$  est le logarithme du taux de chômage (chômage/emploi=chômage/(actifs-chômage)).

Comme  $D_N / K_{-1}$ , LCU et LCU07 sont intégrées d'ordre 1 (les autres variables comme le taux de croissance du revenu réel par ménage étant intégrées d'ordre 0), on teste comme précédemment, de manière paramétrique, l'exogénéité faible des variables explicatives en ajoutant de manière purement technique les équations suivantes :

$$LCU07 = LCU07(-1) + i(LCU07(-1) - LCU07(-2)) \\ + j \text{Log}(D / K_{-1})(-1) + c7 + w_t$$

$$LCU = LCU(-1) + k(LCU(-1) - LCU(-2)) \\ + l \text{Log}(D / K_{-1})(-1) + z_t$$

Par les mêmes tests de Lagrange précédents (estimation par le maximum de vraisemblance selon la méthode de Zellner), on ne refuse pas l'hypothèse de nullité de  $i$ ,  $j$  et  $l$ . De même en comparant avec les moindres carrés ordinaires empilés, on ne refuse pas l'hypothèse que la matrice de variance covariance est diagonale. Les variables explicatives sont donc faiblement exogènes. L'estimateur des moindres carrés n'est pas biaisé (tableau 3).

L'effet revenu n'est pas significativement différent de 0 ( $e = 0,03(0,02)$ ) parce que l'impact positif des revenus anticipés compense l'effet des revenus passés (ambiguïté que nous avons soulignée à propos de l'agrégation).

**Tableau 3 :**  
**Estimation du taux d'accumulation du parc automobile(1).**

1972 : 1/1996 : 4	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$d$	$g_1$	$g_2$	DW $R^2$ See(%)
Taux d'accumulation	-0,015 (0,006)	0,46 (0,11)	0,24 (0,10)	-0,002 (0,0008)	-0,012 (0,005)	0,003 (0,0008)	1,99 0,88 6,6 %
Effet de long terme		DI=3,1 trim (1,33)	Rappel 3,31 (0,10)	0,007 (0,001)	-0,04 (0,018)	0,007 (0,0014)	

Entre parenthèses les écarts types.



Le coût d'usage relatif des biens durables a un effet négatif qui est en ordre de grandeur quatre fois plus grand que l'effet positif du coût d'usage en logement. Au total, l'influence du taux d'intérêt sur la consommation d'automobiles est négatif, ce qui signifie que l'effet de substitution l'emporte sur l'effet de complémentarité et que l'effet Putty-Clay est très significatif. Comme le taux d'accumulation vaut en moyenne 3%, son élasticité à long terme par rapport au coût d'usage de l'automobile est de 1,3 (non significativement différente de 1) et par rapport au logement de 0,25<sup>11</sup>. Enfin à l'inverse du modèle précédent, le taux de chômage est significatif mais il avale sans doute l'effet de revenu de long terme car il présente une tendance déterministe sur la période d'estimation.

On estime le même modèle en Putty-Putty, soit avec le coût d'usage :

$$CU = \frac{p_D}{p_C}(r_t - \hat{p}_{C,t} + \mathbf{d}_t)$$

où  $\mathbf{d}_t$  est le taux apparent de déclassement des automobiles évalué par la méthode Rouchet.

Les résultats sont donnés dans le tableau 4. Ils sont médiocres : le coefficient du coût d'usage des biens durables a le mauvais signe et n'est pas significativement différent de 0 (à court terme comme à long terme). De même le coût d'usage du logement n'est pas significatif. Pour comparer les estimations des modèles Putty-Clay et Putty-Putty, il faut recourir au test de Cox, car les deux modèles ne permettent pas tester des hypothèses emboîtées puisque la définition du coût d'usage est différente. La statistique de Cox peut

être écrite sous la forme :  $\sqrt{N} \frac{C_w}{\mathbf{w}_0}$ , où  $N$  est le nombre d'observations (ici 100),  $C_w$  est

la demi somme du logarithme du rapport de la variance estimée du modèle alternatif rapportée à la variance supposée « vraie » du modèle alternatif dans le cadre du modèle « vrai » et  $\mathbf{w}_0$  est un estimateur de la variance de  $C_w$ <sup>12</sup>. Quand on suppose que le modèle « vrai » est le modèle Putty-Clay, la statistique de Cox vaut :-0,25. Quand on suppose que le modèle « vrai » est le modèle Putty-Putty, la statistique de Cox vaut : 9,16<sup>13</sup>. En conclusion on rejette l'hypothèse  $H_0$  selon laquelle le modèle «Putty-Putty » est vrai

<sup>11</sup> Ces résultats vont à l'encontre de ceux de Ogaki et Reinhart qui trouvent une élasticité très faible de la demande de biens durables au taux d'intérêt et de ceux de Adda et Cooper qui considèrent que les politiques françaises de subvention au remplacement des vieilles voitures ont eu un effet durable sur la demande (hausse puis baisse). Dans ce modèle ce point ne pourrait être inclus qu'en variante sur la durée de vie.

<sup>12</sup> Nous utilisons les notations de Gourieroux et Monfort, op. cit.

<sup>13</sup> Les statistiques sont  $s1=0,34*10(-3)$ ,  $s2=0,32*10(-3)$ ,  $s12=00,2*10(-4)$ ,  $s21=0,32*10(-6)$ ,  $s121=0,41*10(-6)$  et  $s212=0,65*10(-8)$ . Alors  $C_w = 0,5 * \text{Log}\left(\frac{s1 + s21}{s2}\right)$  et  $\frac{w_0}{\sqrt{N}} = \frac{s1s121}{(s2 + s12)^2}$ .

(puisque le seuil critique à 5% est de 1,8) et on ne rejette pas l'hypothèse  $H_0$  selon laquelle le modèle « Putty-Clay » est vrai.

**Tableau 4 :**  
**Estimation avec le coût d'usage de Mankiw (1).**

1972 : 1/1996 : 4	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$d$	$g_1$	$g_2$	DW $R^2$ See (%)
Taux d'accumulation	-0,001 (0,002)	0,52 (0,11)	0,20 (0,11)	-0,002 (0,0008)	+0,0002 (0,0008)	0,001 (0,001)	1,92 0,87 7,0 %
Effet de long terme		DI=3,3 trim (1,72)	Rappel 3,59 (1,26)	-0,008 (0,002)	+0,0009 (0,003)	0,004 (0,004)	

(1) Entre parenthèses les écarts types.

## CONCLUSION

Le concept de « coût d'usage Putty-Clay » relatif des biens durables par rapport au prix des biens fongibles permet de donner à la notion de biens durables une autonomie et une spécificité par rapport à la monnaie et aux biens fongibles. Les ménages choisissent de renouveler leurs biens durables lorsque l'utilité anticipée qu'ils procurent par unité de revenu est supérieure à l'utilité que procurent les biens durables anciens par unité de revenu sous la même contrainte de revenu. La mesure précise de ce coût d'usage relatif en tenant compte de la durée de vie des équipements des ménages permet de réviser la conception courante selon laquelle le taux d'intérêt n'aurait pas d'impact sur la consommation. Ainsi en utilisant les notions de coût d'usage des biens durables et de coût d'usage du logement, nous avons pu mettre en évidence, sans faire intervenir de contraintes quantitatives ou des structures de bilan, l'impact du taux d'intérêt sur la propension à consommer les biens durables sur une longue période de comptes nationaux homogènes en France. La baisse du prix relatif des biens durables compense la hausse de leur part dans la consommation sur le long terme selon une loi de Engel qui est somme toute assez bien vérifiée. Ce sont les fluctuations du taux d'intérêt réel qui expliquent les variations des achats de biens durables dans le court terme.

Enfin l'économétrie a été mise à contribution de manière purement technique, ce qui montre son autonomie par rapport à la théorie économique. La méthode de Rouchet utilise l'économétrie à des fins de pure statistique pour observer de manière indirecte la durée de vie. En insérant nos équations dans un modèle vectoriel autorégressif plus large, mais sans signification économique, nous avons testé l'exogénéité faible des variables explicatives.

## **BIBLIOGRAPHIE**

- ADDA J. et R. COOPER (2000) : “Balladurette et Jupette : a discrete analysis of scrapping subsidies”, *Journal of Political Economy*, vol 108, N°4, pp. 778 – 806.
- ALLEN R. D. G. (1969) : “Théorie macroéconomique”, Collection U, Armand Colin, Paris, 1969, page 331 à 33 et sq.
- ATTANASIO O. P. and G. WEBER (1993) : “Consumption growth, the interest rate and aggregation”, *Review of economic studies*, 60, 631-649.
- BANERJEE A., J. J. DOLADO, J. W. GALBRAITH and D. HENDRY (1993), “Cointegration, errorcorrection, and the econometric analysis of nonstationary data”, chapitre 7, Oxford University Press, Oxford..
- BROWN T.M. (1952): “Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior”, *Econometrica*, n°20, pp.335-371.
- CADIOU L. (1995) : « Le mystère de la consommation perdue », *Revue de l'OFCE*, n°53.
- CAIRE G.(1996) : “ Baisse des taux et relance de la consommation : implications de la prise en compte des biens durables, conséquences de la baisse des taux ”, *Revue Française d'Economie*, N°2, volume XI, printemps.
- CRETIN L. et P. L'HARDY (1990) : “ Les Ménages épargnent moins qu'il y a quinze ans ”, *Economie et Statistiques*, mars, n°219, p.21-27.
- FOUQUET A. (1973) : “ Modèles de projection de la demande des ménages ”, *Collections de l'INSEE*, mars.
- FOUQUET A. (1975) : « La durée d'utilisation des biens durables des ménages évolue peu depuis vingt ans », *Economie et Statistiques*, N°72, pp. 61-64.
- FOUQUET D. , J. M. CHARPIN, M. GUILLAUME, P.A. MUET et D. VALLET (1978) : “DMS, modèle dynamique multisectoriel, *Collections de l'INSEE*, Série C, n° 64-65”.
- GOURIEROUX Ch. et A. MONTFORT (1990) : « Séries temporelles et modèles dynamiques », chapitres 10 et 13, *Economica*, Paris.
- HALL R. E.(1978): « Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis : theory and evidence », *Journal of Political Economy*, N°86, December, pp. 971-987.
- HAMBURGER M.J.(1967): “ Interest rates and the demand for consumer durable goods ”, *American Economic Review*, volume 57, Décembre , pp. 1131-53.

- HOUTHAKKER H.S. et L. D. TAYLOR (1970) : “ Consumer demand in the united states : analysis and projections ”, Harvard University Press, Cambridge.
- INSEE (1994) : “ Vingt-cinq ans de comptes de patrimoines (1969-1993), collections de l’INSEE résultats, économie générale, Paris.
- MAIRESSE J. (1972): « L’évaluation du capital fixe productif », collection de l’INSEE, C18-19, Paris.
- MANKIW N. G. (1985) : “ Consumer durables and the real interest rate ”, The Review of Economics and Statistics, août , vol. 67, n°3, pp. 353-362.
- MARX K. (1957) : « Le capital », livre I, tome I, traduction française éditions sociales, Paris.
- MAURICE J. et P. VILLA (1980): « Fiscalité et choix de la technique de production vus à travers une réforme de l’assiette des charges sociales », Annales de l’INSEE N°38-39, septembre.
- METRICX (1988) : “ Présentation du modèle METRICX ”, Economie et Prévision, 4, n°65, pp. 8-26.
- MONTEIRO S. et C. ROWENCZYK (1994) : “ L’équipement de ménages en 1991 ”, INSEE résultats, collection consommation et mode de vie.
- NERLOVE M.(1958) : “ Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities ”, Agricultural Handbook, n°141.
- NERLOVE M. (1960): “ The market demand for durable goods : a comment ”, Econometrica, janvier.
- OGAKI M. et C. M. REINHART (1998) : « Measuring intertemporal substitution : the role of durable goods », Journal of Political Economy, vol 106, N°5, pp.1078-1098.
- OBSTFELD M. et K. ROGOFF (1997) : « Foundations of international economics », The MIT Press, Cambridge, chapitres 2 et 8.
- PESANDO J.E. et A. YATCHEW (1977) : “ Real versus nominal interest rates and the demand for consumer durables in Canada ”, Journal of Money, Credit and Banking, août .
- PISANI-FERRY J., H. STERDYNIK et P. VILLA (1984) : « Problèmes de macro-économie », Economica, Paris, problème 10.
- ROUCHET J. (1992) : “Prévision du marché automobile, le parc automobile et sa démographie ”, direction de la prévision, note N° 92-C1-021/JR/ja, avril.

SMITH R.E. (1962) : “ The demand for durables goods : permanent or transitory income ”, Journal of Political Economy, volume 70, octobre, pp. 500-4.

SOLOW R. M. (1970) : « Growth theory : an exposition », traduction française : « Théorie de la croissance économique », Armand Colin, collection U, Paris, chapitre 3, un modèle sans substitution directe.

STERDYNIK H.(1987) : “ Le choix des ménages entre consommation et épargne en France de 1966 à 1986”, Revue de l'O.F.C.E., Octobre.

STONE R. et D. A. ROWE (1957): “The market demand for durable goods”, Econometrica.

VANDEKERCKHOVE L. , N. DESMOND et G BIROT de la POMMERAYE (1994): “ Habitation et occupation du parc de logement en 1988 et 1992, enquête sur le logement ”, Collection INSEE, consommation et mode de vie, INSEE résultats, Paris.

VILLA P. (1996) : “ La fonction de consommation sur longue période en France ”, *Revue Economique*, vol. 47, N°1, janvier, pp. 111-142.

---

**LISTE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DU CEPII<sup>14</sup>**

<i>N°</i>	<i>Titre</i>	<i>Auteurs</i>
2002-08	"Mondialisation et régionalisation : le cas des industries du textile et de l'habillement"	M. Fouquin, P. Morand, R. Avisse, G. Minvielle & P. Dumont,
2002-07	"The Survival of Intermediate Exchange Rate Regimes"	A. Bénassy-Quéré & B. Coeuré
2002-06	Pensions and Savings in a Monetary Union : An Analysis of Capital Flow	A. Jousten & F. Legros
2002-05	Brazil and Mexico's Manufacturing Performance in International Perspective, 1970-1999	N. Mulder, S. Montout & L. Peres Lopes
2002-04	The Impact of Central Bank Intervention on Exchange-Rate Forecast Heterogeneity	M. Beine, A. Benassy-Quéré, E. Dauchy & R. MacDonald
2002-04	The Impact of Central Bank Intervention on Forecast Heterogeneity	M. Beine, A. Benassy-Quéré, E. Dauchi & R. MacDonald
2002-03	Impacts économiques et sociaux de l'élargissement pour l'Union européenne et la France	M.H. Bchir & M. Maurel
2002-02	China in the International Segmentation of Production Processes	F. Lemoine & D. Ünal-Kesenci
2002-01	Illusory Border Effects: Distance Mismeasurement Inflates Estimates of Home Bias in Trade	K Head & T. Mayer
2001-22	Programme de travail du CEPII pour 2002	
2001-21	Croissance économique mondiale : un scénario de référence à l'horizon 2030	N. Kousnetzoff
2001-20	The Fiscal Stabilization Policy under EMU – An Empirical Assessment	A. Kadareja
2001-19	Direct Foreign Investments and Productivity Growth in Hungarian Firms, 1992-1999	J. Sgard

---

<sup>14</sup> Les documents de travail sont diffusés gratuitement sur demande dans la mesure des stocks disponibles. Merci d'adresser votre demande au CEPII, Sylvie Hurion, 9, rue Georges-Pitard, 75015 Paris, ou par fax : (33) 01 53 68 55 04 ou par e-mail [Hurion@cepii.fr](mailto:Hurion@cepii.fr). Egalement disponibles sur : [www.cepii.fr](http://www.cepii.fr). Les documents de travail comportant \* sont épuisés. Ils sont toutefois consultable sur le web CEPII.

*Le Concept de coût d'usage Putty-Clay des biens durables*

---

<b>2001-18</b>	Market Access Maps: A Bilateral and Disaggregated Measure of Market Access	A. Bouët, L. Fontagné, M. Mimouni & X. Pichot
<b>2001-17</b>	Macroeconomic Consequences of Pension Reforms in Europe: An Investigation with the INGENUE World Model	Equipe Ingénue
<b>2001-16</b>	La productivité des industries méditerranéennes	A. Chevallier & D. Ünal-Kesenci
<b>2001-15</b>	Marmotte: A Multinational Model	L. Cadiou, S. Dees, S. Guichard, A. Kadareja, J.P. Laffargue & B. Rzepkowski
<b>2001-14</b>	The French-German Productivity Comparison Revisited: Ten Years After the German Unification	L. Nayman & D. Ünal-Kesenci
<b>2001-13</b>	The Nature of Specialization Matters for Growth: An Empirical Investigation	I. Bensidoun, G. Gaulier & D. Ünal-Kesenci
<b>2001-12*</b>	Forum Economique Franco-Allemand - Deutsch-Französisches Wirtschaftspolitisches Forum, Political Economy of the Nice Treaty: Rebalancing the EU Council and the Future of European Agricultural Policies, 9 <sup>th</sup> meeting, Paris, June 26 <sup>th</sup> 2001	
<b>2001-11</b>	Sector Sensitivity to Exchange Rate Fluctuations	M. Fouquin, K. Sekkat, J. Malek Mansour, N. Mulder & L. Nayman
<b>2001-10</b>	A First Assessment of Environment-Related Trade Barriers	L. Fontagné, F. von Kirchbach & M. Mimouni
<b>2001-09</b>	International Trade and Rent Sharing in Developed and Developing Countries	L. Fontagné & D. Mirza
<b>2001-08</b>	Economie de la transition : le dossier	G. Wild
<b>2001-07</b>	Exit Options for Argentina with a Special Focus on Their Impact on External Trade	S. Chauvin
<b>2001-06</b>	Effet frontière, intégration économique et 'Forteresse Europe'	T. Mayer
<b>2001-05</b>	Forum Économique Franco-Allemand – Deutsch-Französisches Wirtschaftspolitisches Forum, The Impact of Eastern Enlargement on EU-Labour Markets and Pensions Reforms between Economic and Political Problems, 8 <sup>th</sup> meeting, Paris, January 16 2001	
<b>2001-04</b>	Discrimination commerciale : une mesure à partir des flux bilatéraux	G. Gaulier
<b>2001-03*</b>	Heterogeneous Expectations, Currency Options and the Euro/Dollar Exchange Rate	B. Rzepkowski

---

<b>2001-02</b>	Defining Consumption Behavior in a Multi-Country Model	O. Allais, L. Cadiou & S. Déés
<b>2001-01</b>	Pouvoir prédictif de la volatilité implicite dans le prix des options de change	B. Rzepkowski
<b>2000-22</b>	Forum Economique Franco-Allemand - Deutsch-Französisches Wirtschaftspolitisches Forum, Trade Rules and Global Governance: A long Term Agenda and The Future of Banking in Europe, 7 <sup>th</sup> meeting, Paris, July 3-4 2000	
<b>2000-21</b>	The Wage Curve: the Lessons of an Estimation Over a Panel of Countries	S. Guichard & J.P. Laffargue
<b>2000-20</b>	A Computational General Equilibrium Model with Vintage Capital	L. Cadiou, S. Déés & J.P. Laffargue
<b>2000-19*</b>	Consumption Habit and Equity Premium in the G7 Countries	O. Allais, L. Cadiou & S. Déés
<b>2000-18</b>	Capital Stock and Productivity in French Transport: An International Comparison	B. Chane Kune & N. Mulder
<b>2000-17</b>	Programme de travail 2001	
<b>2000-16</b>	La gestion des crises de liquidité internationale : logique de faillite, prêteur en dernier ressort et conditionnalité	J. Sgard
<b>2000-15</b>	La mesure des protections commerciales nationales	A. Bouët
<b>2000-14</b>	The Convergence of Automobile Prices in the European Union: An Empirical Analysis for the Period 1993-1999	G. Gaulier & S. Haller
<b>2000-13*</b>	International Trade and Firms' Heterogeneity Under Monopolistic Competition	S. Jean
<b>2000-12</b>	Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?	S. Jean
<b>2000-11</b>	FDI and the Opening Up of China's Economy	F. Lemoine
<b>2000-10</b>	Big and Small Currencies: The Regional Connection	A. Bénassy-Quéré & B. Coeuré
<b>2000-09*</b>	Structural Changes in Asia And Growth Prospects After the Crisis	J.C. Berthélemy & S. Chauvin
<b>2000-08</b>	The International Monetary Fund and the International Financial Architecture	M. Aglietta
<b>2000-07</b>	The Effect of International Trade on Labour-Demand Elasticities: Intersectoral Matters	S. Jean



*Le Concept de coût d'usage Putty-Clay des biens durables*

---

<b>2000-06</b>	Foreign Direct Investment and the Prospects for Tax Co-Ordination in Europe	A. Bénassy-Quéré, L. Fontagné & A. Lahrière-Révil
<b>2000-05</b>	Forum Economique Franco-Allemand - Deutsch-Französisches Wirtschaftspolitisches Forum, Economic Growth in Europe Entering a New Area?/The First Year of EMU, 6 <sup>th</sup> meeting, Bonn, January 17-18, 2000	
<b>2000-04*</b>	The Expectations of Hong Kong Dollar Devaluation and their Determinants	B. Rzepkowski
<b>2000-03</b>	What Drove Relative Wages in France? Structural Decomposition Analysis in a General Equilibrium Framework, 1970-1992	S. Jean & O. Bontout
<b>2000-02</b>	Le passage des retraites de la répartition à la capitalisation obligatoire : des simulations à l'aide d'une maquette	O. Rouguet & P. Villa
<b>2000-01*</b>	Rapport d'activité 1999	
<b>1999-16</b>	Exchange Rate Strategies in the Competition for Attracting FDI	A. Bénassy-Quéré, L. Fontagné & A. Lahrière-Révil
<b>1999-15</b>	Groupe d'échanges et de réflexion sur la Caspienne. Recueil des comptes-rendus de réunion (déc. 97- oct. 98)"	D. Pianelli & G. Sokoloff
<b>1999-14</b>	The Impact of Foreign Exchange Interventions: New Evidence from FIGARCH Estimations	M. Beine, A. Bénassy-Quéré & C. Lecourt
<b>1999-13</b>	Forum Economique Franco-Allemand - Deutsch-Französisches Wirtschaftspolitisches Forum, Reduction of Working Time/Eastward Enlargement of the European Union, 5 <sup>th</sup> meeting, Paris, July 6-7 1999	
<b>1999-12*</b>	A Lender of Last Resort for Europe	M. Aglietta
<b>1999-11*</b>	La diversité des marchés du travail en Europe : Quelles conséquences pour l'Union Monétaire ; Deuxième partie : Les implications macro-économiques de la diversité des marchés du travail	L. Cadiou, S. Guichard & M. Maurel
<b>1999-10*</b>	La diversité des marchés du travail en Europe : Quelles conséquences pour l'Union Monétaire ; Première partie : La diversité des marchés du travail dans les pays de l'Union Européenne	L. Cadiou & S. Guichard
<b>1999-09</b>	The Role of External Variables in the Chinese Economy; Simulations from a macroeconometric model of China	S. Dees

<b>1999-08</b>	Haute technologie et échelles de qualité : de fortes asymétries en Europe	L. Fontagné, M. Freudenberg & D. Ünal-Kesenci
<b>1999-07</b>	The Role of Capital Accumulation, Adjustment and Structural Change for Economic Take-Off: Empirical Evidence from African Growth Episodes	J.C. Berthélemy & L. Söderling
<b>1999-06</b>	Enterprise Adjustment and the Role of Bank Credit in Russia: Evidence from a 420 Firm's Qualitative Survey	S. Brana, M. Maurel & J. Sgard
<b>1999-05</b>	Central and Eastern European Countries in the International Division of Labour in Europe	M. Freudenberg & F. Lemoine
<b>1999-04</b>	Forum Economique Franco-Allemand – Economic Policy Coordination – 4 <sup>th</sup> meeting, Bonn, January 11-12 1999	
<b>1999-03</b>	Models of Exchange Rate Expectations: Heterogeneous Evidence From Panel Data	A. Bénassy-Quéré, S. Larribeau & R. MacDonald
<b>1999-02</b>	Forum Economique Franco-Allemand – Labour Market & Tax Policy in the EMU	
<b>1999-01</b>	Programme de travail 1999	

