

CIB

COMMISSION DE TRAVAIL W.55
ÉCONOMIE DU BÂTIMENT

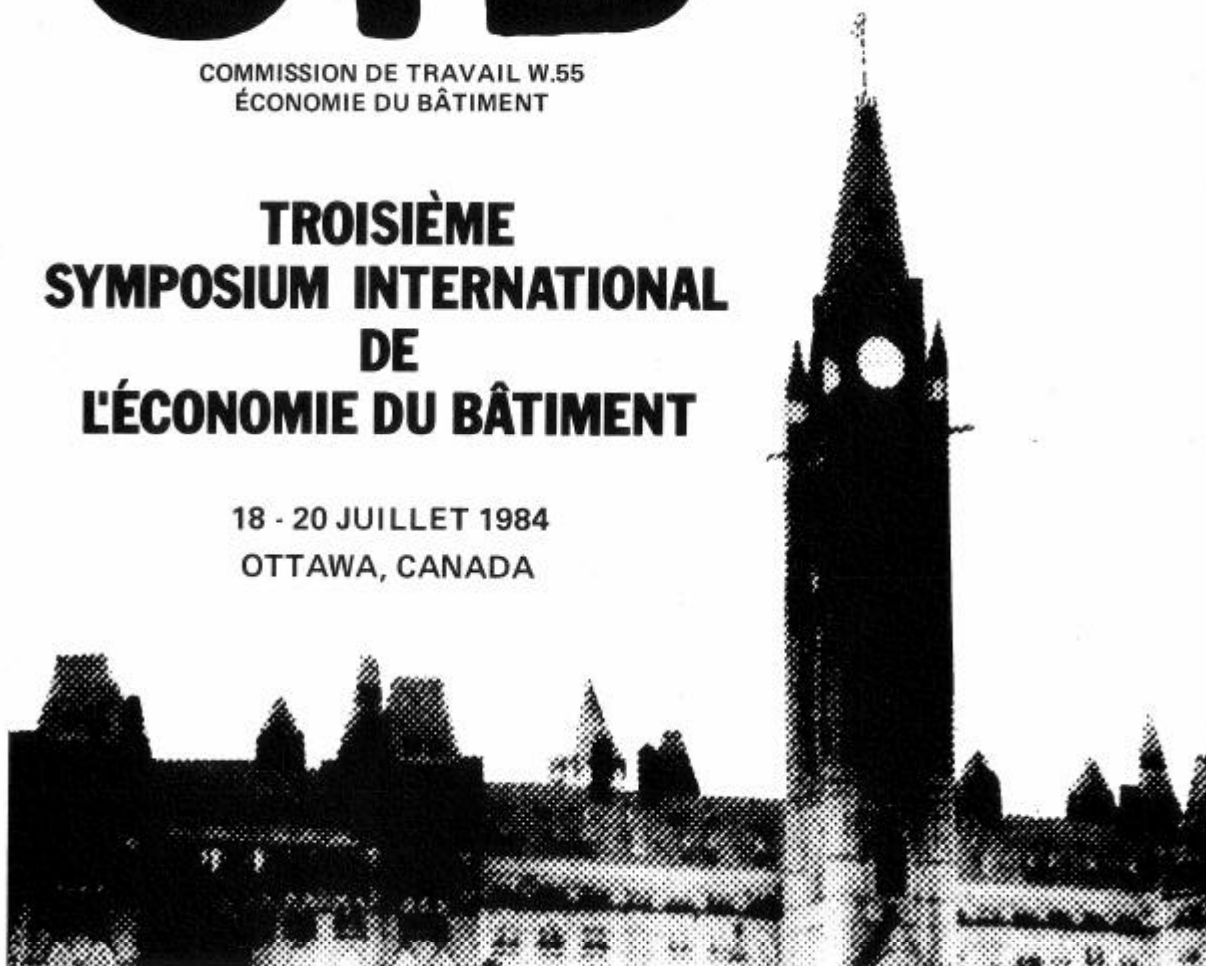


Conseil national
de recherches Canada

National Research
Council Canada

TROISIÈME SYMPOSIUM INTERNATIONAL DE L'ÉCONOMIE DU BÂTIMENT

18 - 20 JUILLET 1984
OTTAWA, CANADA



Date limite pour les sommaires - le 30 avril 1983

Prière de les envoyer à Mme Klara Szöke, EGSZI
H-1027 Budapest, Csalogány V.9, Hongrie

ORGANISÉ PAR
DIVISION DES RECHERCHES EN BÂTIMENT
CONSEIL NATIONAL DE RECHERCHES CANADA
OTTAWA, CANADA K1A 0R6

Pour renseignements supplémentaires communiquer avec
Andrew H. Wilson, DRB, CNRC, par téléphone: (613) 993-1231
ou par télex : 053-3145

Canada

VERS UNE THEORIE DU CYCLE DE VIE ET DE LA DEPRECIATION DU CAPITAL FIXE

Ricardo VERGÈS-ESGUIN

Université de Montréal

Mots clé :

cycle de vie, valeur résiduelle, retrait de capital, dépréciation

RESUME

Le cycle de vie et la dépréciation du capital fixe sont des variables très importantes en économie du bâtiment. Que ce soit aux niveaux micro ou macro-économique, ces variables ont été traitées jusqu'ici de manière hypothétique, à l'aide de fonctions linéaires ou exponentielles ou encore de fonctions statistiques comme les célèbres courbes Winfrey.

Face à un arsenal aussi réduit d'instruments de mesure, il s'est fait sentir le besoin d'une théorie générale du cycle de vie et de la valeur résiduelle du capital fixe dont les bâtiments constituent une partie prépondérante. Mais en raison de la complexité de ces phénomènes cette théorie sera plus descriptive qu'explicative. Elle doit donc permettre de représenter chronologiquement toute configuration possible de la survie et de la valeur résiduelle des stocks de capital fixe.

Déjà testées sur les parcs immobiliers français et canadien, les fonctions v remplissent cette condition. Elles constituent donc une contribution originale à la théorie du cycle de vie et de la dépréciation du capital fixe.

SYNOPSIS

Fixed capital life-cycle and depreciation are very important variables in building economics. Whether it be at micro or macroeconomic level, these variables have been treated hypothetically, using linear or exponential functions or statistical models such as the famous Winfrey curves.

Considering these measuring tools as insufficient, a need was felt for a general theory expressing life-cycle and residual value of fixed capital, from which buildings represent a major component. Because of the complexity of these phenomena, this theory will be more descriptive than explicative. The theory should therefore enable us to represent all possible temporal configurations for survival and residual value of capital goods.

Already tested both on French and Canadian building stocks, v functions fulfill these conditions. They therefore constitute an original contribution to the theory of life-cycle and depreciation of fixed capital.

VERS UNE THEORIE DU CYCLE DE VIE ET DE LA DEPRECIATION DU CAPITAL FIXE

Ricardo VERGÈS-ESCUIN

FONCTIONS CLASSIQUES DE PERTE DE CAPITAL

La théorie et la pratique de la perte des biens de capital a fait l'objet d'une littérature nourrie depuis plus d'un demi siècle. Cette préoccupation s'explique par la forte incidence fiscale du phénomène de la disparition mais aussi par les besoins de l'entreprise et de la comptabilité nationale de connaître les flux de disparition et par conséquent du remplacement.

Il existe beaucoup d'ambiguïté à propos des pertes de capital. D'abord, qu'est-ce qui peut être considéré comme telles? Ensuite, comment désigner les différents phénomènes ainsi identifiés? Enfin, comment les mesurer? On peut énumérer trois genres de pertes de capital, à savoir la perte des biens eux-mêmes, leur retrait provisoire du stock et les changements de consistance ou de destination des biens.

La perte d'un bien signifie le plus souvent sa *disparition* suite à la démolition, au démantèlement ou à "l'envoi à la ferraille". Mais si la disparition implique la *destruction*, il peut y avoir destruction d'un bien sans que celui disparaisse pour autant, c'est le cas des dommages irréparables par sinistre naturel ou artificiel et laissant en place, parfois pour de longues années, des ruines, des décombres ou des épaves. Enfin, les biens peuvent être mis au rancart ou tout simplement abandonnés sans espoir en raison par exemple de leur état de vétusté irréversible. Toutes ces pertes de biens constituent le phénomène de la *mortalité* des biens de capital. Le *déclassement* des biens de capital ne se limite pas au phénomène de la mortalité mais inclut aussi les retraits provisoires ou les abandons réversibles. Dans ce cas, il peut s'agir tout simplement d'un arrêt dans la mise en service et dans l'entretien -ce qui distingue d'ailleurs l'abandon de la simple vacance où l'entretien n'est pas interrompu-. Mais le provisoire peut devenir définitif, ce qui provoque le glissement vers la catégorie précédente. Ou alors le bien qui a été déclassé, c'est-à-dire qui a cessé de produire les services d'origine, peut être tout simplement reclassé dans le même stock, éventuellement avec des fonctions plus modestes. La signification du déclassement net est donc celle du bilan net entre tous les flux négatifs précédents et le flux de reclassement.

La *désaffectation* des biens de capital ne se limite pas au phénomène du classement mais comprend également les changements de consistance, par exemple les fusions d'installations ou d'espace bâti, ainsi que les conversions à d'autres usages signifiant sortie du stock et entrée dans un stock différent.

Bien entendu, les flux contraires peuvent avoir lieu, par exemple la subdivision d'installations ou d'espace bâti ou bien les conversions au type d'usage propre au stock considéré, de biens précédemment affectés à d'autres usages. La désaffectation nette est donc un concept qui représente le bilan net entre tous les flux sortants de biens et les flux entrants de biens en provenance de stocks existants.

L'échelle suivante résume ces différents concepts de perte de capital.

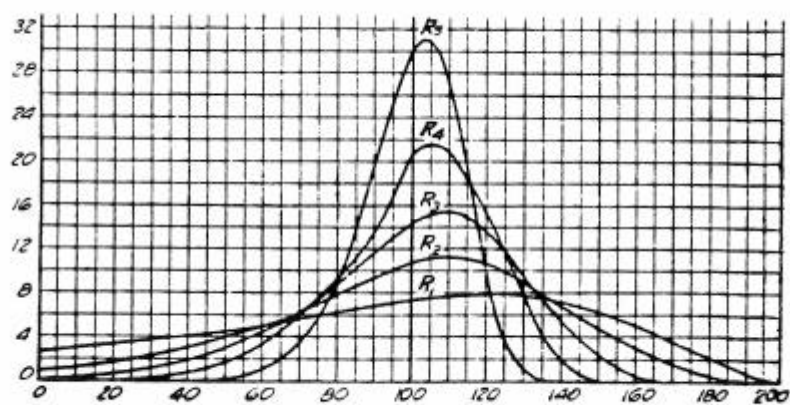
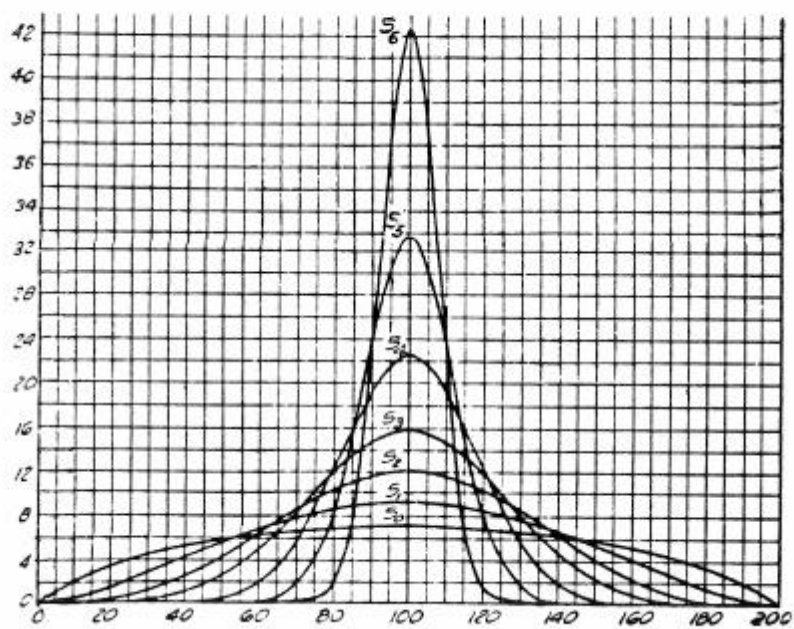
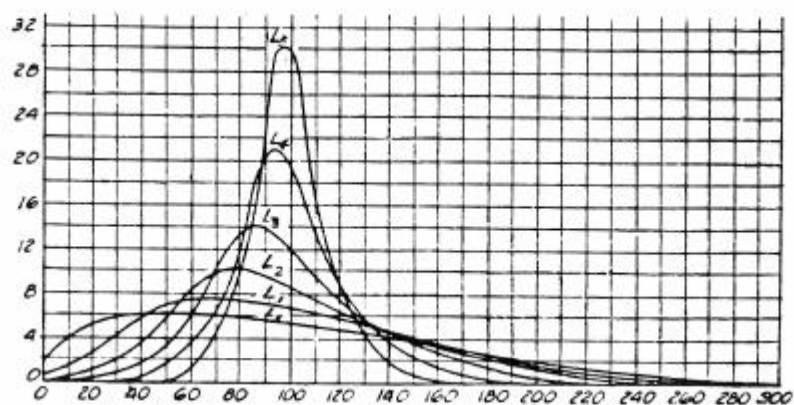
EVENEMENT	PHENOMENE						RESULTAT
REDECOUPEGE PAR SUBDIVISION							UNITES DEMEMBREES
CONVERSION D' AUTRES ESPACES							UNITES AJOUTEES
REDECOUPEGE PAR FUSION							UNITES REMEMBREES
CONVERSION A D' AUTRES USAGES							UNITES RETRANCHEES
RECLASSEMENT REPRISE ENTRETIEN							UNITES RE-ENTRETENUES
RETRAIT ABANDON REVERSIBLE							UNITES NON ENTRETENUES
MISE AU RENCART ABANDON IRRVERSIBLE							UNITES INUTILISABLES
SINISTRE PARTIEL IRREPARABLE	DISP	DESTRUC	MORTALITE	DECLASS. BRUT	DECLASSEMENT NET	DESAFFECTATION BRUTE	EPAVES, RUINES, DECOMBRES
DEMOLITION SINISTRE TOTAL							ESPACE LIBRE
						DESAFFECTATION NETTE	

Tab. 1. Echelle des pertes de capital.

Il est difficile de savoir quel niveau de perte de capital est visé par les fonctions classiques. En réalité, la réponse à la question dépend du degré d'importance des flux marginaux tels que le reclassement ou la conversion dans un sens ou dans l'autre. Ainsi il semble qu'on puisse considérer ces flux comme quasi nuls dans le capital industriel alors qu'ils ont une importance certaine dans le cas de l'espace bâti. C'est pourquoi Winfrey (1935) désignait ses fonctions comme étant celles du retrait ("retirement"), et que l'OCDE définit les fonctions en question comme des fonctions de mortalité (Blades 1983). Par contre, en matière d'espace bâti, le terme désaffectation est plus approprié même s'il n'a guère d'équivalent en anglais. Mais on pourra utiliser le terme de retrait ou de déclassement lorsqu'il s'agit des biens de capital en général.

Le premier travail réellement scientifique sur le retrait des biens de capital a été réalisé par Kurtz en 1930. Kurtz avait rassemblé des informations sur l'espérance de vie et le profil de survie des biens de capital dans l'industrie privée et publique américaine. Ses 52 courbes de sept types différents furent reprises par Winfrey et lui-même en 1931 (bull. 103) et reclassées en 13 groupes avant d'être finalement complétées à 176 courbes formant 18 groupes par Winfrey dans le célèbre bulletin 125 (1935). Winfrey fit des tests avec des modèles de distribution de Pearson, de Gram-Charlier et de Gompertz-Makedam. Finalement il proposa des fonctions représentant le taux absolu de retrait qui ont pour l'essentiel la configuration des distributions de Pearson. Les premiers six groupes de fonctions sont dissymétriques et ont le mode à gauche, les sept groupes suivants sont symétriques tandis que les cinq derniers groupes ont le mode à droite. Dans les trois types, la densité varie fortement d'un groupe à un autre (Winfrey 1935, pp. 70-72). A noter qu'il y a continuité entre les trois types puisque la L5 s'identifie pratiquement avec la S5 laquelle est à son tour très proche de la R5.

Les graphiques suivants, extraits du bulletin 125, représentent les trois types de courbes.

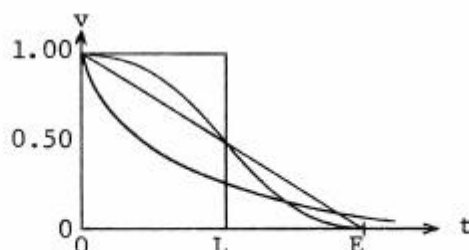


Tab. 2. Fonctions Winfrey de retrait des biens de capital.

Le choix parmi ces fonctions était alternatif mais ne permettait pas la continuité. Cela aurait exigé l'utilisation de l'ordinateur inexistant à l'époque. De fait, selon le secteur industriel ou le type de bien, l'on choisissait la fonction la plus proche du profil mesuré par Kurtz dans le même secteur.

Certaines des fonctions symétriques de Winfrey, notamment les S2 et S3 ont été simulées un quart de siècle plus tard par Schiff (1958) à l'aide d'une fonction "beta". Cela a permis de faire varier la durée de vie au moins pour cette fonction, laquelle sert encore aujourd'hui pour calculer le retrait des biens de capital dans les comptes nationaux en Amérique du Nord, au Royaume Uni, etc.

Néanmoins de nombreux auteurs ont utilisé des fonctions plus simples. C'est ainsi que Koumanakos (1980) énumère et compare les trois types de courbe les plus utilisés: la "sortie simultanée" au terme d'une durée de vie déterminée, le retrait linéaire, le retrait géométrique ou exponentielle négative ("coupée" au terme de la durée extrême de vie) et finalement la WS3 simulée par Schiff.



Tab. 3. Fonctions Koumanakos de retrait des biens de capital.

Par ailleurs des variantes de la fonction simultanée, de la fonction linéaire directe ou retardée et de l'exponentielle négative avaient été testées par Tice (1967) afin de comparer les estimations respectives.

Plus récemment, Lützel (1977) a utilisé les distributions "gamma", ce qui introduit un degré de souplesse que les fonctions Winfrey n'offraient qu'au prix d'une assez grande complexité opérationnelle. Une énumération des fonctions de mortalité ou de retrait utilisées par les systèmes de comptabilité de différents pays figure aussi dans la récente étude de Blades (1983). A noter enfin les efforts de Gleeson (1981) et Bekker (1982) en vue de modéliser la désaffectation de logements à partir d'observations. Gleeson en particulier a considéré le parc de logements américains construits avant 1949 et observé par l'Annual Housing Survey faite par le U.S. Department of Housing and Urban Development (HUD). Il a essayé d'appliquer une fonction de Gompertz. Cependant la forte agrégation temporelle enlève beaucoup de signification aux résultats obtenus puisque la même fonction a été appliquée aussi bien aux logements construits en 1948 qu'à ceux construits peut être deux cent ans auparavant.

Mais en définitive, la plupart des utilisateurs se sont contentés -sans doute faute de pouvoir faire autrement- de choisir l'une ou l'autre des fonctions disponibles et de l'appliquer à priori sur la base de durées de vie pré-établies comme celles présentes par le célèbre bulletin F (1942).

VERS UNE APPROCHE EMPIRIQUE

Quelles sont les différentes approches possibles pour fonder un modèle de la survie des biens? On peut en distinguer trois, soit l'approche *théorique*, l'approche *hypothétique* et l'approche *empirique*. Un modèle théorique *explique* l'évolution quantitative des objets suite par exemple à des phénomènes tels que le vieillissement, l'usure ou l'insertion dans tel ou tel milieu. C'est sans doute l'approche la plus fondamentale mais aussi la moins praticable. Un modèle hypothétique *augure* à propos de l'évolution en question. C'est une approche très praticable mais aussi très hasardeuse. Enfin un modèle empirique *observe* et *représente* l'évolution des stocks de biens.

Dans ce dernier cas, l'observation se fait à travers un instrument -un modèle- qu'elle engendre rétrospectivement et par rapport auquel elle se situe projectivement. Ce modèle est nécessairement constitué par une famille de fonctions dont les caractéristiques *représentent* les effets des phénomènes en question sur les stocks de biens. Il est donc indispensable que le modèle soit fondé non pas sur une *théorie* de la survie -qui n'existe pas pour l'instant- mais sur une *théorie de la représentation* de la survie. C'est cette théorie qui esquissée et développée dans le présent article.

TAUX DE MORTALITE ET DE SURVIE

Supposons un stock K d'objets identiques mis en place en un temps $t = 0$. Ces biens sont tous périssables, leur durée maximale de vie étant égale à E . Le taux relatif de mortalité peut être défini comme la proportion d'objets survivants qui disparaissent à chaque unité de temps t , par exemple chaque année. Ainsi, si à la fin d'une année $t-1$, il restait 100 objets survivants et qu'il en périt 3 durant l'année t , le taux relatif de mortalité v aura été $v_t = 0,03$. Par définition, le taux relatif de mortalité sera nul en $t = 0$ puisqu'il n'y avait pas de bien en $t = -1$ et que par conséquent il n'en est pas disparu en $t = 0$. Par définition également $v_E = 1$, puisque quel que soit le stock survivant, il ne restera plus d'objets après l'année E , terme de la durée de vie de l'objet ayant la plus grande longévité. L'application du taux relatif de mortalité v à un stock déterminé de biens entraîne sa disparition progressive laquelle devient totale en $t = E$.

$$K_t = K_{t-1} / (1 + v_t)$$

d'où [1]

$$K_{t-1} - K_t = K_t v_t$$

Théoriquement, la configuration de la fonction K du stock survivant peut être déduite de la fonction v . Mais en pratique c'est plutôt l'inverse qui se passe puisqu'on ne connaît pas v alors que l'on sait pour certains stocks d'objets, combien il en reste au bout d'un certain temps. Cependant, si l'on peut reconstituer quelques repères sur l'évolution de la survie d'un stock, on ne sait pas pour autant modéliser K . Cette impasse peut être levée grâce à une procédure heuristique qui sera développée ci-après.

Appelons ensuite μ le taux absolu de mortalité du stock en question, c'est-à-dire le rapport entre le nombre d'unités disparues pendant une année t et le stock originel K_0 en $t = 0$.

$$[2] \quad \mu_t = (K_{t-1} - K_t)/K_0$$

On peut remplacer le numérateur d'après l'équation [1],

$$[3] \quad \mu = K_t v_t / K_0$$

Appelons enfin v_t le taux de survie, c'est-à-dire le rapport entre le stock survivant K_t et le stock initial:

$$[4] \quad v_t = K_t / K_0$$

Ce qui permet d'écrire μ_t en fonction de [4],

$$[5] \quad \mu_t = v_t v_t$$

Les fonctions v et v ne sont pas connues, cependant on possède quelques repères sur le stock survivant ce qui permet de calculer, grâce à [4], certains points de v . Il faudra donc que quelque soit la fonction μ , elle respecte la condition [5].

HEURISTIQUES DES TAUX RELATIFS DE MORTALITE ET DE SURVIE

On supposera provisoirement que v peut être représentée par une fonction v^* monotone mais pas forcément uniforme. En effet, le taux relatif de mortalité peut évoluer d'une manière très variable entre $t = 0$ et $t = E$. C'est dire que la différentielle dv^*/dt sera aussi une fonction monotone positive croissante, stationnaire ou décroissante. On peut par exemple affecter la variable indépendante t d'un exposant positif constant.

$$[6] \quad \frac{dv^*}{dt} = k^* t^{m-1}$$

où v^* : taux relatif de mortalité $m-1$: accélération
 t : temps k^* : constante d'ajustement

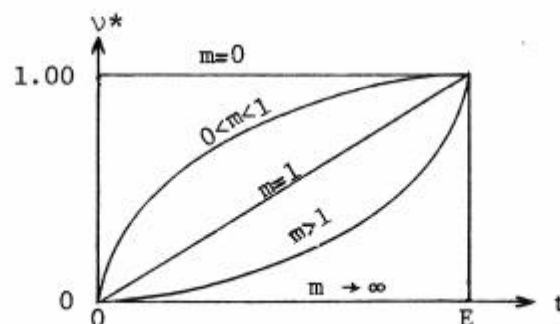
En considérant m constant, on obtient après intégration

$$[7] \quad v^* = \frac{k^*}{m} t^m + c(k^*-1)$$

Comme $v^* = 0$ lorsque $t = 0$, il s'en suit que $c = 0$. De plus, $v^* = 1$ lorsque $t = E$ d'où $k^*/m = E^{-m}$.

$$[8] \quad v^* = t^m E^{-m}$$

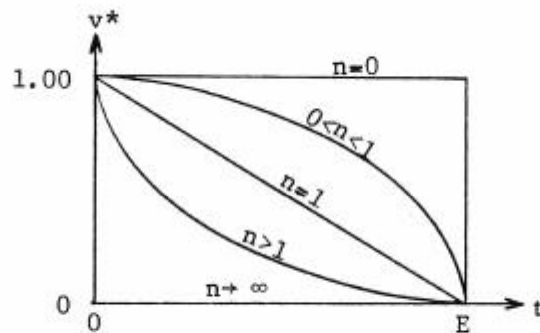
Le graphique suivant fournit les différentes configurations de v^* en fonction de t pour différentes valeurs de m .



Supposons aussi provisoirement que le taux de survie v soit représenté par une fonction monotone v^* du temps telle que $v^*_0 = 1$ pour $t = 0$ et $v^*_E = 0$ pour $t = E$. En effet, d'après la définition même du taux relatif de mortalité, aucun objet n'a disparu au temps zéro et par contre tous ont disparu au temps E . Supposons aussi que la différentielle dv^*/dt soit elle-même monotone décroissante, stationnaire ou croissante, par exemple selon un exposant n (positif et constant) du temps. Suivant les mêmes opérations que pour [6], [7] et [8], et en posant $(E-t)$ comme variable indépendante, on obtiendra

$$[9] \quad v^* = (E-t)^n E^{-n}$$

équation qui peut être représentée par le graphique suivant pour différentes valeurs de n .



Or d'après [7] on peut écrire

$$[10] \quad \mu^* = t^m (E-t)^n E^{-(m+n)}$$

avec $t \in [0, E]$

TAUX ABSOLU DE DISPARITION

On peut remarquer que le calcul de μ^* n'exige pas de connaître v^* ni v mais uniquement les paramètres m , n et E . Le rôle de ces fonctions est donc heuristique: il permet d'engendrer une gamme de fonctions μ^* dont les propriétés seront énumérées ci-après, les fonctions v^* et v telles que spécifiées par les équations [8] et [9] ne pouvant pas correspondre -sauf par hasard- aux fonctions v et v des taux de mortalité et survie. En effet, une même fonction μ peut être engendrée par une infinité de couples de fonctions v^* et v , mais il n'en existe qu'un seul qui remplisse la condition [5]. Pour le montrer il suffit de considérer que μ ne change pas lorsqu'on multiplie v^* et que l'on divise v (ou l'inverse) par une même fonction $g(t)$. Cela équivaut à introduire des heuristiques secondaires $g(t) = v^*/v = v/v^*$ dans les équations [8] et [9]. On obtient alors les fonctions réelles de v et v .

$$[11] \quad v = t^m E^{-m} g(t)^{-1}$$

$$[12] \quad v = (E-t)^n E^{-n} g(t)$$

En réalité, il n'y a pas besoin de connaître non plus $g(t)$ puisqu'il suffit de déterminer μ itérativement en faisant varier les paramètres m , n et E de l'équation [10]. Mais auparavant il faut déterminer $\mu = f(\mu^*)$. Pour cela, il suffit de poser $\mu = k\mu^*$ où k est la constante permettant de remplir la condition $K_E = 0$.

[13]

$$k = 1/\int_0^E \mu^*(t) dt$$

et on obtient finalement

[14]

$$\mu = kt^m(E-t)^n E^{-(m+n)}$$

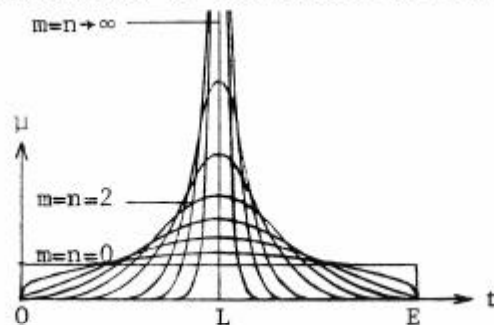
Reste à calculer k . Comme dans l'itération permettant de déterminer μ on donne à n des valeurs successives, on peut considérer que celles-ci constituent une série discrète, ce qui simplifie considérablement l'intégration. Après développement on aura:

$$[15] \quad \int t^m(E-t)^n dt = \sum_{i=0}^n (-1)^i \binom{n}{i} E^{n-i} t^{m+1+i} (m+1+i)^{-1}$$

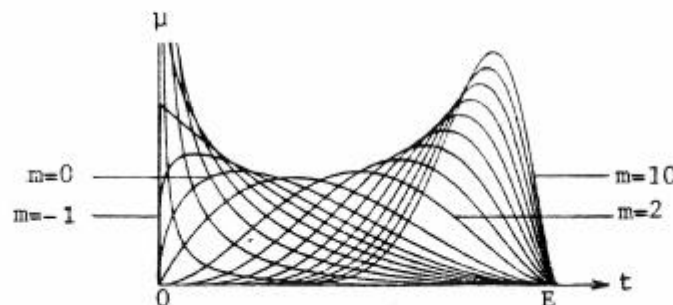
$$\text{avec } \binom{n}{i} = C_i^n = n! [i!(n-i)!]^{-1}$$

Le taux absolu de mortalité μ peut donc être représenté par une fonction "beta" aux caractéristiques bien connues (Johnson et Kotz 1970). Celles-ci se présentent comme des distributions non asymptotiques ayant donc une origine et une fin, en l'occurrence 0 et E .

La combinaison de m et de n permet d'obtenir un ensemble de configurations unimodales. Ainsi, si $m = n$ on obtient une distribution symétrique de densité variable allant de la configuration rectangulaire pour $m = n = 0$ jusqu'à la configuration "vide" pour $m = n \rightarrow \infty$. A noter que dans le graphique suivant, la distribution correspondante à $m = n = 2$ est celle de Schiff (1958) qui permet de simuler la célèbre S3 (Winfrey (1935)) utilisée par presque tous les systèmes nationaux des comptes de capital pour représenter le taux absolu de retrait.



Lorsque $m \neq n$, on obtient des distributions asymétriques. Ainsi par exemple si l'on bloque $n = 2$, on peut faire varier m entre -1 et ∞ et l'on obtient alors des configurations proches des fonctions "gamma" utilisées par exemple par Lützel (1977).



ALGORITHME DE DETERMINATION DES FONCTIONS V

μ peut être calculé grâce aux équations [14] après intégration de [15]. Il faut donc auparavant déterminer les paramètres m , n et E . Supposons μ calculé, on peut aussitôt calculer le taux de survie v . En effet, v n'est rien d'autre que la complémentaire de l'intégrale partielle de μ .

$$[16] \quad v_t = 1 - \int_0^t \mu(t) dt$$

L'itération consiste donc à donner successivement des valeurs arbitraires aux paramètres, à calculer à chaque fois μ et à dériver $\hat{v}_t$ afin de comparer ce dernier avec les valeurs de v_t dérivées du stock observé. On arrête l'itération lorsque les estimations sont suffisamment proches des observations.

Si l'on dispose de trois observations en des temps ultérieurs à t_0 , par exemple t_1 , t_2 et t_3 , cela permet tout de suite de calculer v_0 , évidemment égal à 1, et ensuite v_1 , v_2 et v_3 . On commence par bloquer n en lui attribuant un nombre arbitraire. On initialise alors le processus en donnant à m et à E des valeurs arbitraires puis on calcule μ [14]. On cherche ensuite en quel temps $t = \alpha$, $\hat{v}_\alpha$ égale v_α à l'aide de l'équation [16], puis on modifie E en multipliant sa valeur initiale par le rapport $1/\alpha$.

On recalcule à nouveau μ et cette fois-ci $t = \alpha$ sera égal à $t = 1$. On établit alors la valeur de $\hat{v}_2$ et on la compare à v_2 . On modifie ensuite n en le multipliant par le rapport $v_2/\hat{v}_2$. Mais en obtenant cet ajustement on perd celui de v_1 . On recommence l'itération autant de fois qu'il faut pour se rapprocher suffisamment à la fois des observations v_1 et v_2 . Après arrêt de l'itération, on mesure la différence $v_3 - \hat{v}_3$.

On recommence tout le processus en bloquant n sur un nombre différent du premier. Au terme du deuxième processus itératif on mesure encore la différence $v_3 - \hat{v}_3$. Si elle est plus petite (grande) que dans le premier processus, on sait que n a été modifié dans le bon (mauvais) sens. On modifie à nouveau n dans le sens analogue (contraire) en refaisant à chaque fois le cycle complet d'itérations et ce jusqu'à ce que la différence $v_3 - \hat{v}_3$ soit suffisamment proche de zéro. On dispose alors des paramètres définitifs de μ , ce qui permet d'estimer les valeurs de v grâce à l'équation [16], mais aussi celles de v grâce à l'équation suivante.

$$[17] \quad v_t = 1 - (v_t / v_{t-1})$$

Cet algorithme est à la base du programme PERFIL du logiciel RETROPACKAGE (Vergès et coll. 1981), qui est en opération à l'Université de Montréal. Les fonctions v permettent donc de simuler avec un degré de précision inhabituel la survivance, et par conséquent la disparition des biens faisant partie d'un stock de capital formé en une année déterminée.

D'ailleurs, un autre programme (PROFIL) du même logiciel permet de simuler la disparition des biens faisant partie d'un stock de capital formé en des années différentes sous l'hypothèse que la fonction μ de disparition demeure identique. Ici l'algorithme permet de considérer le volume d'une "cohorte" $S = \sum_{t=0}^T K_t$ constituée d'un ensemble de stocks K mis en place entre une année $t = 0$ et une année $t = i$. En effet, il est rare qu'on ait à étudier la survivance d'un ensemble de biens de même âge. La plupart du temps on aura affaire à des "cohortes" pluriannuelles de

biens. Pour cela l'algorithme calcule les mêmes taux μ pour les différentes valeurs de K et effectue ensuite l'aggrégation de S. Dans ce cas, le processus itératif se réfère à des points S_0, S_1, S_2, S_3 observés sur le stock calculé en nombre et non pas en pourcentage. Mais le processus est le même. Supposons en effet, un stock formé à partir du temps $t = 0$ jusqu'au temps $t = 1$. Supposons que nous possédions les observations ci-dessus. S_0 se réfère au volume initial du stock, c'est-à-dire zéro, S_1 sera le volume en fin de période de formation et S_2 et S_3 seront des observations ultérieures. L'algorithme procède comme dans PERFIL et détermine la fonction μ commune à tous les stocks annuels de biens, telle que le cumul synchronique des profils de v passe par les points observés.

Le programme PROFIL fournit d'ailleurs les résultats de la simulation ainsi que toute une série de renseignements sur les paramètres m, n, E et sur la durée moyenne de vie des biens, leurs flux d'entrée et de sortie, le stock de biens restants et leur âge moyen.

MODELE DE VALEUR RESIDUELLE

Le même développement peut être effectué à propos de la valeur des biens. On peut utiliser alors deux voies. Si l'on cherche à déterminer la valeur de remplacement à l'état neuf des biens survivants, on peut utiliser la fonction v de survivance. En effet la valeur en t ainsi définie du capital K'_t est la suivante

$$[18] \quad K'_t = K_t p_0$$

où p_0 est le prix d'acquisition en $t = 0$, donc à l'état neuf, des biens composant K. Or d'après [4]:

$$[19] \quad K_t = K_0 v_t$$

$$\text{d'où } [20] \quad K'_t = K_0 p_0 v_t$$

Pour appliquer cette équation il faut vérifier que les biens constitutifs de K qui disparaissent chaque année ont bien en moyenne le même prix p_0 . Par exemple, si K est constitué de machines dont le prix p_0 n'est qu'une moyenne, il faut vérifier que le prix p'_0 moyen des machines retirées chaque année remplit la condition $p'_0 = p_0$, faute de quoi on biaiserait l'estimation.

La deuxième voie est de considérer l'évolution de la valeur résiduelle de manière analogue à celui de la survie. Dans ce cas, on considérera l'évolution de la valeur économique des biens survivants. Il suffira alors de définir les termes suivants.

$$\begin{aligned} K'_t &= \text{valeur résiduelle du capital } K' \text{ en } t \\ v'_t &= \text{taux relatif de dépréciation} \\ \mu' &= \text{taux absolu de dépréciation} \\ v' &= \text{taux de valeur résiduelle} \end{aligned}$$

E, m et n restant identiques aux termes définis précédemment. Puis on effectuera le même développement que celui des équations [1] à [17].

ADAPTABILITE DES FONCTIONS V

Les fonctions v telles que développées ci-avant permettent de simuler l'évolution de la survie et de la valeur résiduelle de stocks de biens.

Leurs qualités théoriques et opérationnelles permettent d'effectuer cette simulation dans les conditions les plus larges qui soient. En effet, à la différence des fonctions classiques qui demeurent limitées à certaines formes de disparition et de dépréciation, les fonctions v sont susceptibles de les représenter toutes, sans exception.

Toutefois on peut se poser la question de ce qu'il advient lorsqu'on observe des changements tendanciels dans la conservation et dans l'octroi de valeur dans tel ou tel type de bien? Par exemple, les estimations $\hat{v}$ sont dérivées de fonction μ unimodales, mais qu'advient-il si l'on observe une bimodalité dans le taux absolu μ de mortalité ou de dépréciation? En réalité l'unimodalité résulte de l'hypothèse de monotonie des heuristiques v^* et v^* , hypothèse permettant la formalisation mathématique des fonctions μ de type "beta". Mais cette hypothèse ne signifie pas que les paramètres m et n doivent demeurer constants du début à la fin de la vie du bien. C'est lorsqu'ils subissent une variation entre $t = 0$ et $t = E$ qu'apparaît la bimodalité: celle-ci ne se présente pratiquement pas sous forme de "bosses de chameau" mais plutôt sous forme de changement nettement identifiable dans le profil de survie. On peut toujours réduire le problème à celui du relai entre une fonction unimodale μ_1 et une autre μ_2 aux paramètres distincts.

A la limite, l'utilisation extensive des fonctions v devrait permettre de remplacer les paramètres constants m , n et E par des variables qui seraient fonction du temps. Cependant, un tel raffinement serait très onéreux en égard des besoins de l'utilisateur de telles fonctions, besoins qui peuvent être amplement satisfaits par le degré de souplesse largement plus élevé offert par les fonctions v comparativement à toutes les autres familles de fonctions. Et même en possession d'un outil aussi raffiné, il n'est pas certain que cela permettrait de représenter la réalité une fois pour toutes. Car on peut dire que la dépréciation et son corollaire, la disparition des biens, ne sont pas seulement l'effet du vieillissement et de l'usure, phénomènes que l'on pourrait représenter par des fonctions monotones avec malgré tout un substantiel risque d'erreur. La dépréciation et le retrait sont également le résultat de pratiques, c'est-à-dire de comportements sociaux lesquels sont de par leur nature, changeants voire imprévisibles (Vergès 1979).

BIBLIOGRAPHIE

- M. Atkinsons, J. Mairesse (1978), Length of Life of Equipment in French Manufacturing Industries, dans Annales de l'INSEE, 30-31, avril-sept., pp. 23-48.
- P.C.F. Bekker (1982), A Life-Cycle Approach in Building, dans Building and Environment, 17, 1, pp. 55-61.
- D. Blades (1983), Durée de vie utile des actifs fixes, OCDE, Département des affaires économiques et statistiques, doc. de travail no 4, Paris, mars.
- Bulletin F. Income Tax. Depreciation and Obsolescence Estimated Useful Lives and Depreciation Rates (1942), US, Treasury Department, Bureau of Internal Revenue, Wash.
- M.E. Gleeson (1981), Estimating Housing Mortality, dans The American Planning Association Journal, 47, avril, pp. 185-194.

- N.L. Johnson, S. Kotz (1970), Continuous Univariate Distributions, vol. 2, Houghton Mifflin, Boston, pp. 37-56.
- P. Koumanakos (1980), Alternative Estimates of Nonresidential Capital in Canada, 1926-1980, Statistics Canada, Ottawa.
- E.B. Kurtz (1930), Life Expectancy of Physical Property, The Ronald Press, N.Y.
- H. Lützel (1977), Estimates of Capital Stocks by Industries in the Federal Republic of Germany, dans The Review of Income and Wealth, 23, mars, pp. 63-78.
- E. Schiff (1958), Gross Stock Estimated from Past Installations, dans Review of Economics and Statistics, 40, mai, pp. 174-177.
- H.S. Tice (1967), Depreciation Obsolescence and the Measurement of the Aggregate Capital Stock of the United States, 1900-1962, dans Review of Income and Wealth, 13, juin, pp. 119-154.
- R. Vergès-Escuin (1979) , Le parc de logements en France depuis 1851, ministère de l'Environnement et du Cadre de Vie, Paris, pp. 41-44.
- R. Vergès-Escuin, G. Vanderstraeten, O. Çuneyt (1981), Retrofit Package. Programmes pour le calcul des flux et des stocks, Université de Montréal.
- R. Winfrey, E.B. Kurtz (1931), The Life Characteristics of Physical Property, dans Bull. 103, Iowa Engineering Experimental Station.
- R. Winfrey (1935), Statistical Analysis of Industrial Property Retirement, dans Bull. 125, Iowa Engineering Experimental Station.