



Munich Personal RePEc Archive

**Empirical analysis of the relationship
between patent renewal decisions and the
amounts of annuities**

Mabrouki, Mohamed

ISAEG, MaCMA

January 2017

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/80484/>
MPRA Paper No. 80484, posted 29 Jul 2017 13:24 UTC

Analyse empirique de la relation entre les décisions de renouvellement des brevets et les montants d'annuités

Résumé:

Cette étude se propose d'analyser empiriquement l'effet des barèmes des redevances fixées par l'office des brevets sur les décisions de renouvellement. L'objectif est de discuter la validité empirique de l'hypothèse, qui est le cœur de tous les modèles de renouvellement, à savoir que les décisions de renouvellement sont fondées sur des critères économiques : les agents ne renouvellent leurs brevets que si la valeur du brevet détenu au cours d'une année supplémentaire excède le coût du renouvellement. En effet, nous testons, sur des données françaises durant la période allant de 1970 à 2000, la relation entre les proportions des brevets renouvelés et les montants des annuités. Les résultats indiquent un effet négatif statistiquement significatif entre ces deux variables. Ce qui confirme l'hypothèse théorique selon laquelle la durée de vie effective des brevets peut être influencée par les montants et le profil de ces annuités. Les analyses utilisées permettent d'améliorer notre compréhension en faveur du système de brevet comme étant un moyen d'action sur l'innovation à travers le système de renouvellement.

Abstract :

This study aims to empirically analyze the effect of scales of charges set by the Patent Office on renewal decisions. The objective is to discuss the empirical validity of the hypothesis, which is the heart of all renewal models, namely the renewal decisions are based on economic criteria: the agents renew their patents if the value of patent held over an extra year exceeds the cost of renewal. Indeed, we test on French data during the period from 1970 to 2000, the relationship between the proportions of renewed patents and amounts of annuities. The results indicate a statistically significant negative effect between these two variables. This confirms the theoretical assumption that the effective life of the patent can be influenced by the amount and profile of these annuities. The analysis used can improve our understanding in favor of the patent system as a means of action on innovation through the renewal system.

Mots clés : Brevet, Renouvellement, Annuités, Panel

Keywords: Patent, Renewal, Annuities, Panel

1. Introduction

L'innovation est aujourd'hui l'un des principaux facteurs susceptibles d'améliorer de façon décisive la compétitivité des entreprises et la croissance économique des pays. Suivant Douglass North (1990) le développement des innovations et de la croissance économique à long terme est tributaire du bon fonctionnement d'un système des brevets. La valeur privée de brevet est en général inaperçue, puisque les droits de brevet sont rarement commercialisés. Ainsi, les données de renouvellement de brevets semblent être l'une des rares sources d'information disponible sur la valeur privée du brevet. Cette information permet la comptabilisation de la valeur du brevet

Le brevet d'invention est un titre de propriété qui confère à l'inventaire un droit de monopole temporaire sur l'exploitation de l'invention. Dans la plupart des pays, la durée de vie du brevet est au maximum vingt ans depuis la date du dépôt de la demande. Le système des brevets tend à satisfaire tout à la fois les intérêts de l'inventeur (un monopole d'exploitation de son invention), et ceux de la collectivité (accès immédiate à la connaissance contenue dans le brevet). À l'expiration du brevet, les informations sont rendues publiques. De coté du domaine public, l'augmentation du stock des connaissances constitue la contre partie du monopole temporaire d'exploitation détenue par l'inventeur.

Un brevet peut ne pas continuer sa vie jusqu'à terme légal, soit pour des raisons technologiques (parce qu'il est technologiquement dépassé), soit pour des raisons économiques (parce qu'il n'est plus rentable). En effet, pour maintenir leurs brevets en vigueur les détenteurs doivent payer des annuités de renouvellement. Ainsi, la durée de vie effective des brevets peut être influencée par les montants et le profil de ces annuités.

Les données de renouvellement de brevets semblent être l'une des importantes sources d'information disponible, à coté de l'approche de la valeur de marché et la méthode d'enquête sur les brevets, pour mesurer la valeur privée du brevet. Le document fondateur dans le domaine d'utilisation des données de renouvellement pour estimer la valeur des droits de brevet a été fourni par Pakes et Schankerman (1984). Depuis la création de ce modèle, des nombreux auteurs ont utilisé l'approche par les données de renouvellement pour mesurer la valeur des brevets. Nous citons comme exemple : Schankerman et Pakes (1986), Lanjouw, J., Pakes, A., et Putnam, J. (1998), Schankerman (1998), Harhoff, D., Scherer, F., et Vopel K. (1997), Kolida (2005), Bessen (2006), Serrano (2010) et Wang (2012). Ces modèles se proposent d'estimer la valeur privée des brevets à partir des données sur les renouvellements fournies par les offices de la propriété industrielle.

Bessen (2006) a utilisé une simple variante du modèle initialement développé par Pakes et Schankerman (1984). Le titulaire des brevets tire des rentes aussi longtemps que ses brevets sont en

vigueur. Un brevet sera renouvelé tant que la rente excède le frais de renouvellement jusqu'au maximum la durée de vie légale. Ce modèle suppose que le flux de profit généré par le brevet se déprécie à un rythme constant, d , de sorte que : $r_i(t) = r_i(0)e^{-dt}$. Avec, $r_i(t)$ désigne le flux annuel des rentes pour le $i^{ème}$ brevet au temps t . Un brevet peut se déprécier en raison de l'obsolescence technologique (l'invention sous-jacente devient moins intéressant) ou parce que les concurrents sont en mesure d'inventer autour du ce brevet. Les résultats de ce travail montrent qu'il ya des grandes différences dans la valeur des brevets entre les différents groupes de propriétaires. En effet, les brevets détenus par des particuliers, des petites entreprises (comptant moins de 500 employés) et des organismes à but non lucratif ont moins de valeur que les brevets détenus par des entités de grande taille. De plus les nouvelles entreprises ont des brevets de moindre valeur que les anciennes entreprises.

Serrano (2010) à utilisé un modèle de transferts des droits de brevet et de renouvellement pour introduire la possibilité des transactions impliquant les brevets. Le transfert d'un brevet à un nouveau propriétaire implique un coût d'adoption des technologies supporté par l'acheteur. Ce modèle montre que la présence, à la fois, des gains tirés du commerce et les coûts de l'adoption des technologies permet, non seulement, la détermination de la proportion de brevets en bourse, mais aussi de savoir si leurs caractéristiques diffèrent de ceux non négociées. Empiriquement, se travail se concentre sur trois aspects du transfert et de renouvellement des brevets : Tout d'abord, il identifie six types des titulaires de brevets et examine, chez eux, les taux de transfert et de renouvellement. Ensuite, il étudie la variation des taux de transfert et de renouvellement suivant les secteurs technologiques, ainsi que le type des titulaires de brevets (titulaires de petite taille et ceux de grande taille). En fin, il analyse l'impact des caractéristiques de brevets (citations, degré de généralité¹ et âge) dans la dynamique du transfert et de renouvellement des brevets.

Wang (2012) a estimé les valeurs des brevets en Australie. La détermination de la valeur des brevets, dans cette étude, se compose principalement de deux procédures, à savoir l'estimation et la simulation. Wang a construit un modèle capable de capter la valeur des brevets selon les cohortes, les secteurs et l'origine de déposant. Cette étude couvre six pays (l'Australie, les Etats-Unis, la Grande-Bretagne, l'Allemagne, la France et le Japon) et quatre secteurs technologie (matériel électriques, produits électroniques produits chimiques et produits pharmaceutique).

Ces différentes utilisations empiriques de modèles de renouvellement ont montré que la valeur du

¹Le degré de généralité est le degré de diffusion du brevet dans différentes technologies

brevet varie selon les cohortes, les secteurs, les pays, les propriétaires et l'origine de déposant. Cela implique que la durée de vie du brevet varie aussi selon ces différents facteurs. La durée de vie du brevet n'est, donc, point exogène, elle est le résultat d'un arbitrage économique entre la recette actualisée et le coût de détention. La longueur de la protection juridique est une fonction décroissante de coût de renouvellement. En effet, le système de la propriété industrielle peut influencer la longueur du brevet par les montants des annuités de renouvellement.

Tous ces modèles reposent sur une hypothèse centrale à savoir que les décisions de renouvellement sont fondées sur des critères économiques : les agents ne renouvellent leurs brevets que si la valeur du brevet détenu au cours d'une année supplémentaire excède le coût du renouvellement. En effet, si le détenteur du brevet paie les frais de renouvellement, il attend de gagner au moins le coût de la redevance.

Si cette hypothèse est valide la durée optimale de brevet coïncide avec la date à partir de laquelle l'innovateur doit cesser d'acquiescer les redevances de renouvellement. Par suite, cette approche permet de fournir une mesure directe de la valeur privée du brevet et d'évaluer le rôle du système des brevets en tant qu'un instrument d'incitation à l'innovation. Par contre si cette hypothèse est invalide, l'historique de renouvellement n'ajoute pas d'informations pour l'estimation de valeur du brevet. En outre, la durée optimale de brevet n'est plus le résultat d'un arbitrage économique entre la recette actualisée et le coût de détention. Par conséquent, le système de la propriété industrielle ne peut pas influencer la longueur du brevet par les montants des annuités de renouvellement. Ainsi, il ne sera plus possible d'utiliser le brevet comme un instrument de politique publique pour favoriser l'innovation au profit de la croissance.

Nous prenons, une nouvelle étape importante en soulevant la problématique de validité empirique de cette hypothèse. Ainsi, en estimant la réponse de la décision de renouvellement lui-même à l'évolution de coût du renouvellement, à l'aide d'un modèle estimé sur données de panel qui relie les proportions de renouvellement de brevets à leurs différents âges et les annuités de renouvellement. En d'autre terme nous cherchons à tester l'hypothèse théorique selon laquelle la durée de vie effective des brevets peut être influencée par les montants et le profil de ces annuités. Cette hypothèse est bien représentée par l'équation (8) du modèle fondateur de Pakes et Schankerman (1984).

A nos connaissances, cet article est le premier à poser la question sur la validité empirique de cette hypothèse. S'il nous semble essentiel de soulever cette problématique, c'est pour, au moins, quatre raisons : premièrement, les données de renouvellement de brevets semblent être l'une des seules sources d'information disponible concernant la valeur privée de la protection du brevet. Deuxièmement, le modèle de Pakes et Schankerman (1984) est le travail fondateur dans le domaine

d'utilisation des données de renouvellement. Troisièmement, l'équation (8) constitue le cœur de ce modèle de renouvellement et matérialise l'hypothèse que stipule que les décisions de renouvellement sont fondées sur des critères économiques. Quatrièmement, Si les comportements de renouvellement n'obéissent pas à des critères économiques l'estimation ne permettrait pas de distinguer les paramètres de la distribution des revenus initiaux de ceux qui décriraient une érosion uniquement liée à l'âge.

L'objet de ce papier consiste à étudier comment la durée de vie du brevet peut être modulable par l'instauration d'un système de renouvellement. L'idée est de tester empiriquement la validité de l'hypothèse de comportement, à la base de tous les modèles de renouvellements. Selon cette hypothèse, les proportions de brevets abandonnés à un âge donné dépendent des coûts de renouvellement. Si cette hypothèse est valide, nous concluons que la durée de vie du brevet est modulable (endogène) est peut être déterminée par des comportements économiques. On utilise la méthode de données de panel pour étudier la relation entre les proportions des brevets renouvelés et les coûts de renouvellement (annuités), dans le cadre de l'économie française. Les données issues du Bulletin Officiel de la Propriété Industrielle, publié chaque année par l'office de brevets français, l'INPI². Ces données couvrent les brevets déposés en France durant la période 1970-1980, les renouvellements de brevets qui ont eu lieu dans la période 1971-2000 et les barèmes d'annuités de renouvellement couvrant la période 1970/2000.

La suite de notre article est organisée comme suit. Nous traitons dans un premier temps, les aspects méthodologiques. Dans un second temps nous analysons les procédures d'estimation. Dans un troisième temps nous discutons les résultats trouvés. En fin, nous terminons par conclure ce travail.

2. Méthodologie

Nous pouvons raisonnablement penser que si les décisions de renouvellement du brevet ne sont pas corrélées négativement avec les montants des annuités de maintien en vigueur de brevet, alors les données fournies par les offices de brevets sur le renouvellement des ces derniers ne permet pas d'estimer la valeur privée des droits attachés à la détention de brevets dans ces pays.

Cette approche est basée sur le modèle de renouvellement de Pakes et Schankerman (1984), l'équation estimée est fondée sur l'équation (8) de ce modèle. Formellement, cette équation stipule que, compte tenu de l'hypothèse sur le comportement économique de titulaires de brevets, la proportion des brevets renouvelés est une fonction décroissante de coût de renouvellement. L'équation (8) est considérée

² Institut National de la Propriété Industrielle

comme l'implication observable importante du modèle de renouvellement de Pakes et Schankerman (1984). En effet, notre intuition est d'employer la méthode standard d'estimation en panel à notre base de données afin de confirmer ou non cette hypothèse employée par la littérature économique sur la détermination de la valeur privée du brevet à partir des observations sur l'historique de renouvellement.

2.1. Les données de renouvellement des brevets pour l'économie française

L'ensemble de données est constitué de deux composantes: les proportions de renouvellement des brevets et les coûts de renouvellement (annuités). Ces données issues du Bulletin Officiel de la Propriété Industrielle, publié chaque année par l'office de brevets français, l'Institut National de la Propriété Industrielle (INPI).

Les données couvrent les brevets déposés en France durant la période 1970-1980, les renouvellements de brevets qui ont eu lieu dans la période 1971-2000 et les barèmes d'annuités de renouvellement couvrant la période 1970/2000. Le choix de période est tributaire de disponibilité des données pour couvrir la totalité des observations des proportions de brevets renouvelés à leurs différents âges, durant toute leur durée de vie statutaire (20 ans). Les brevets sont classés selon deux dimensions : l'année de dépôt (cohorte ou génération), et l'année de renouvellement (âge). L'échantillon est cylindrique pour toutes les cohortes.

Nous avons initialement un panel qui présente 220 observations, sur des brevets français : soit 11 cohortes et 20 années. Mais on ne prend en compte que les brevets au delà de la deuxième année de vie. C'est-à-dire depuis le premier paiement des annuités de renouvellement ; parce que suivant la loi française le paiement des annuités de maintien de la protection commence deux ans après le dépôt du brevet (19 paiements au maximum). Le nombre d'observations se réduit donc à 209.

Les graphiques 1 et 2 représentent, successivement, le profil temporel moyen de renouvellement des brevets déposés en France durant la période 1970-1980 et le profil temporel des coûts moyens de renouvellement de brevets suivant l'âge. La proportion de brevets renouvelés est décroissante en fonction de l'âge ; alors que le barème de ces annuités est une fonction croissante de l'âge du brevet. En effet, s'il existe une relation entre ces annuités et les proportions de renouvellement, cette relation doit être négative.

Suivant les graphiques 3 et 4, les proportions de renouvellement au même âge sont hétérogènes à travers les cohortes. Pour l'âge de 10 ans, moins de 34% de brevets de la cohorte 1974 sont renouvelés, contre 39% pour la cohorte 1980. Pour l'âge de 20 ans, seulement moins de 8% de brevets sont renouvelés : moins de 6% de brevets de la cohorte 1974, contre plus de 7% pour la cohorte 1980.

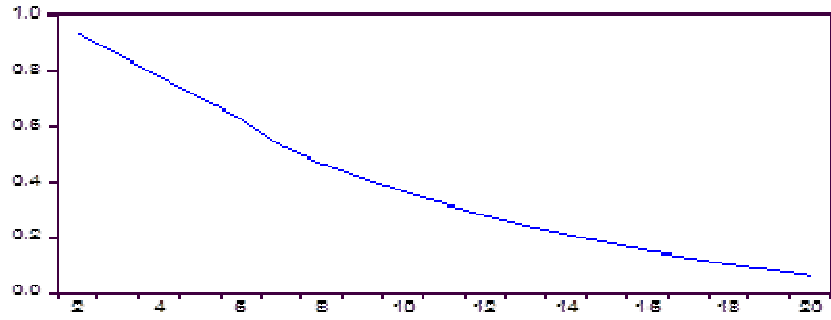


Fig. 1: Distribution moyenne des renouvellements de brevets suivant l'âge

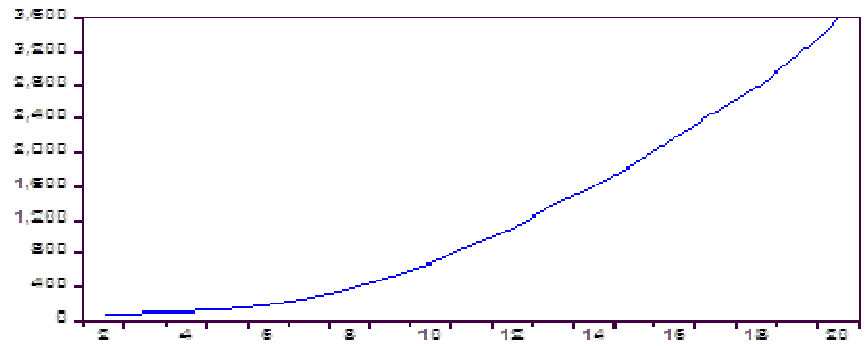


Fig. 2: coûts moyens des renouvellements de brevets suivant l'âge

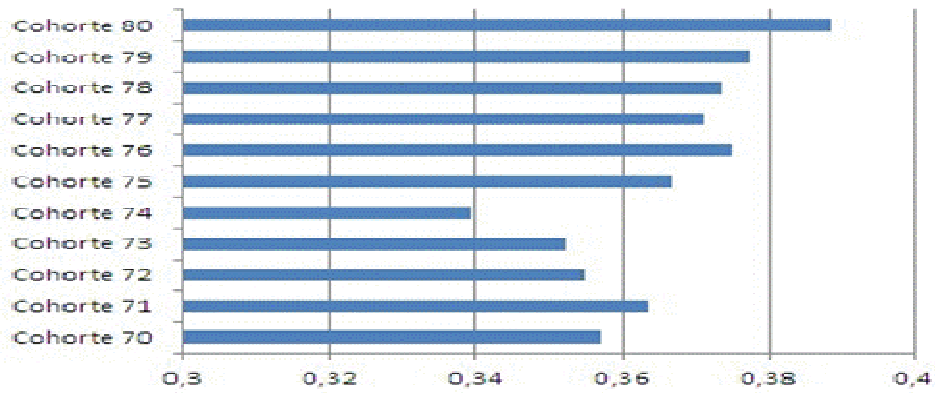


Fig. 3: proportion renouvelée à l'âge de 10 ans

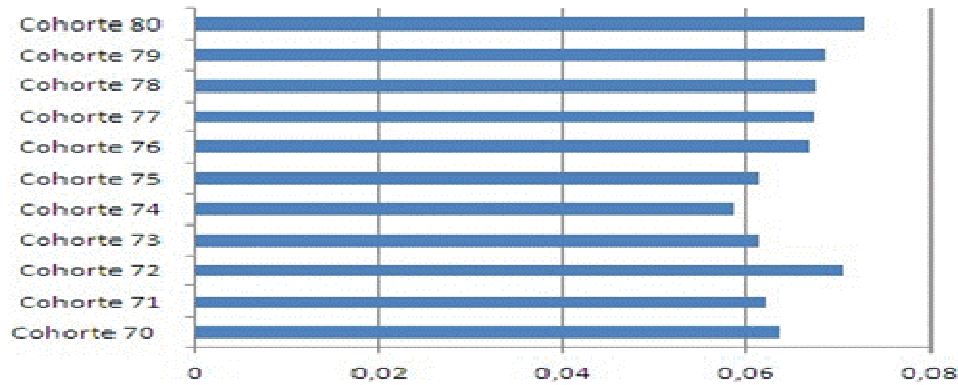


Fig. 4: proportion renouvelée à l'âge de 20 ans

2.2. Spécification empirique de modèle

L'approche empirique adoptée dans le présent document commence par une spécification de la prédiction de l'équation (8) de modèle de Pakes et Schankerman (1984). Nous employons la méthode standard d'estimation en panel à notre base de données, d'où l'équation à estimée :

$$P_{it} = \alpha_i + \beta_i C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Avec :

- P_{it} est la proportion des brevets renouvelés
- C_{it} est le coût de renouvellement (annuités)
- α_i est l'effet individuel
- ε_{it} est un terme d'erreur

L'utilisation de l'économétrie des données de panel constitue une source d'information assez importante puisque elle tient compte, en même temps, de la dimension individuelle (au niveau de chaque cohorte) et la dimension temporelle (au niveau de l'âge). Une telle analyse s'intéresse particulièrement à l'hétérogénéité entre individus.

3. Procédures d'estimation

Avant d'estimer le modèle, il est nécessaire d'examiner les propriétés chronologiques de données.

3.1. Tests de racine unitaire

Au cours des dernières années, l'économétrie a proposé un certain nombre de tests de racine unitaire sur données de panel. En effet, Depuis l'apparition des travaux de Levin et Lin (1992), l'utilisation des tests de racine unitaire en données de panel est devenu très populaire. Nous utilisons le test proposé par Im, Pesaran et Shin (2003) (IPS) pour tester la stationnarité des données, c'est ce test qui est le plus utilisé en raison de quelques avantages relatifs qu'il possède. Alors que les tests de Levin et Lin sont fondés sur l'homogénéité du paramètre autorégressif (les tests sont basés sur des régressions groupées),

Im, Pesaran et Shin ont développé un test autorisant sous l'hypothèse alternative non seulement une hétérogénéité de la racine autorégressive mais aussi une hétérogénéité quant à la présence d'une racine unitaire dans le panel (Christophe H. et Valérie M., 2005). Ainsi, les tests sont basés sur des régressions groupées. Le test IPS, est basé sur la procédure, bien connu, de Dickey-Fuller (1979) ; il consiste à appliquer des tests de stationnarité ADF séparément pour chaque individu (cohorte dans notre cas).

Le test IPS concernant la stationnarité du panel se basent sur la statistique t qui représente la moyenne des N ADF-statistiques individuelles.

A travers le test de stationnarité d'Im-Pesaran-Shin, en constatant que la variable P est stationnaire en niveau avec une constante, au seuil de 1% et la variable A est stationnaire en différence première avec une constante et une tendance, au seuil de 1% . En effet, en introduisant dans notre modèle la variable P (proportion) en niveau et la variable A (Annuité) en différence première (D(A)), le nombre d'observations se trouve une autre fois réduit à 198. Le tableau suivant résume les résultats de tests IPS.

Tableau 1-résultats de tests IPS

| variables | En niveau | | En différence première | |
|-----------|----------------------|-------------------|------------------------|-------------------|
| | constante | Constante + Trend | constante | Constante + Trend |
| P | -9.75183 (0.0000) | 2.43700 (0.9926) | 0.82610 (0.7956) | -4.68621 (0.0000) |
| A | 13.9227 (1.0000) | 4.71749 (1.0000) | 2.05279 (0.9800) | -5.97804 (0.0000) |

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

Si les P-value (les valeurs entre parenthèses) sont inférieures à 0,01; 0,05; 0,10 cela signifie que les variables sont stationnaires respectivement au seuil de 1 %; 5 %; 10 %.

3.2. Tests de spécification

Le test de spécification de Hausman (1978) repose sur la corrélation des effets individuels et des variables explicatives :

$$H_0: E(\alpha_i / C_i) = 0$$

$$H_1: E(\alpha_i / C_i) \neq 0$$

Le tableau 2 montre que pour notre échantillon, la réalisation de la statistique du test d'Hausman est de 4.337700. Etant donné que le modèle comporte une seule variable explicative; cette statistique suit une loi chi deux à un degré de liberté (ddl=1). Au seuil de 5%, la valeur tabulée est de 3,841 < 4.337700, d'où le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre les effets individuels et la variable explicative. Aussi la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle lorsqu'elle est vraie (p-value) est de

$0.0373 < 0.05$, ce qui pousse à rejeter H_0 . Alors, on doit adopter un modèle à effets fixes et retenir l'estimateur Within (LSDV).

Tableau 2-Test de spécification de Hausman

| Test cross-section random effects | | | | |
|--|-------------------|--------------|-------------|--------|
| Test Summary | Chi-Sq. Statistic | Chi-Sq. d.f. | Prob. | |
| Cross-section random | 4.337700 | 1 | 0.0373 | |
| Cross-section random effects test comparisons: | | | | |
| Variable | Fixed | Random | Var (Diff.) | Prob. |
| D(A) | -0.001330 | 0.001317 | 0.000000 | 0.0373 |
| Total panel (balanced) observations: 198 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 0.620533 | 0.017419 | 35.62325 | 0.0000 |
| D(A) | -0.001330 | 7.16E-05 | 18.57875 | 0.0000 |

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

3.3. Tests sur les résidus

Nous réaliserons deux sortes de tests sur les résidus, à savoir : le test d'autocorrélation et le test d'hétéroscédasticité.

3.3.1. Test d'autocorrélation des erreurs

En adoptant la stratégie suivante : en utilisant le test de Durbin-Watson (1950) (DW) pour tester l'autocorrélation de premier ordre. Puis, nous étudierons la significativité des coefficients de la régression du résidu courant en fonction de résidu à un décalage $res(-1)$ puis en fonction de résidu de deux décalages $res(-2)$ puis en fonction de résidu de trois décalages $res(-3)$ et ainsi de suite ; pour capter les autocorrélation d'ordre supérieur ou égale à 1.

Le test de Durbin-Watson (DW) est une méthode largement utilisée pour tester l'autocorrélation. Cette méthode peut être utilisée pour vérifier l'autocorrélation de premier ordre. Notre modèle comporte un terme constant et le nombre d'observations est supérieur à 15, donc nous pouvons utiliser le test de Durbin-Watson pour tester une éventuelle autocorrélation des erreurs. La statistique de Durbin-Watson teste l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus provenant d'une estimation de la régression par la méthode des moindres carrés ordinaire, contre l'hypothèse alternative que les résidus suivent un processus AR(1). En effet, les hypothèses de ce test sont :

H_0 : absence d'autocorrélation des erreurs.

H_1 : Autocorrélation des erreurs.

Nous estimons, donc, notre modèle à effets fixes en utilisant l'estimateur Within (LSDV). Le logiciel Eviews affiche automatiquement la statistique DW. Cette statistique varie en valeur entre 0 à 4. Une

valeur proche de 2 indique l'absence d'autocorrélation; une valeur proche de 0 indique une autocorrélation positive alors qu'une valeur proche de 4 indique une autocorrélation négative.

Pour notre estimation : $DW = 1.497699$ (voir tableau 23), le nombre des paramètres à estimer (constante exclue) est égale à $K = 1$, et le nombre d'observations est $T = 198$. En effet, d'après le tableau de Durbin-Watson au niveau de risque 5%, on a $d_1 = 1.65$ et $d_2 = 1.69$: d'où $0 < dw = 1.497699 < d_1$, ce qui implique l'existence d'une autocorrélation positive des erreurs d'ordre 1.

Tableau 2- estimation de modèle en niveau (initiale)

| Variables | Coefficients | Ecart- type | t-Stat. | Prob. |
|---|--------------|--------------------------|----------|--------|
| C | 0.620533 | 0.017419 | 35.62325 | 0.0000 |
| D(A) | -0.001330 | 7.16E-05 | 18.57875 | 0.0000 |
| R ² = 0.650244 Durbin-Watson stat. = 1.497699 | | | | |
| Cohortes | | Effets fixes individuels | | |
| 1 | | -0.034136 | | |
| 2 | | -0.033169 | | |
| 3 | | -0.030782 | | |
| 4 | | -0.006766 | | |
| 5 | | -0.007332 | | |
| 6 | | 0.005569 | | |
| 7 | | 0.014217 | | |
| 8 | | 0.024788 | | |
| 9 | | 0.028633 | | |
| 10 | | 0.023206 | | |
| 11 | | 0.015774 | | |

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

Toutefois, le test de Durbin-Watson ne permet pas de détecter une autocorrélation des erreurs d'ordre supérieur à 1. En effet, pour tester l'existence d'une telle autocorrélation en adoptant la méthode suivante. Nous estimons successivement les régressions suivantes : le résidu courant en fonction de résidu à un décalage $res(-1)$, de résidu de deux décalages $res(-2)$ puis en fonction de résidu de trois décalages $res(-3)$ et ainsi de suite. Nous remarquons qu'à partir d'ordre 2, les coefficients sont non significatifs au seuil de 5%. Le tableau 4 résume les résultats de ces régressions.

Afin d'estimer l'effet des 3 premiers décalages simultanément, en estimant une régression multiple dans laquelle le résidu courant est régressé simultanément sur les résidus aux décalages de 1, 2, 3. Le coefficient associé au décalage d'ordre p est appelé le coefficient d'autocorrélation partiel PAC. Les résultats de l'estimation montrent qu'aucune autocorrélation partielle n'est significative au-delà du décalage de premier ordre. Nous retenons donc une autocorrélation d'ordre 1.

Tableau 4-les régressions des résidus

| Variables | Coefficients | Ecart-type | t-Stat. | Prob. |
|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------------|
| C | 0.000839 | 0.010492 | 0.079955 | 0.9364 |
| RES(-1) | 0.244667 | 0.072503 | 3.374569 | 0.0009 |
| C | 0.000977 | 0.010937 | 0.089333 | 0.9289 |
| RES(-2) | 0.112178 | 0.075748 | 1.480949 | 0.1403 |
| C | 0.000872 | 0.011790 | 0.073952 | 0.9411 |
| RES(-3) | 0.087115 | 0.081623 | 1.067279 | 0.2874 |
| C | 0.002574 | 0.011591 | 0.222032 | 0.8246 |
| RES(-1) | 0.209984 | 0.080347 | 2.613476 | 0.0098 |
| RES(-2) | 0.068807 | 0.082718 | 0.831828 | 0.4067 |
| RES(-3) | 0.058298 | 0.081188 | 0.718064 | 0.4738 |

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

3.3.2. Test d'hétéroscédasticité des erreurs

Il existe plusieurs tests pour détecter l'hétéroscédasticité des erreurs. Les plus courants sont les tests de Breusch et Pagan (1979) et White (1980). Puisque le logiciel eviews ne donne pas ces tests pour le cas des données de panel, nous utilisons la méthode d'analyse du corrélogramme du carré des résidus de l'estimation de modèle par les MCO et nous construisant le test de White. Ce dernier est fondé sur la régression des carrés des résidus d'une première régression par les MCO sur l'ensemble des variables explicatives, de leurs carrés et de leurs produits croisés. Le test de White adopte la démarche suivante :

- En estimant le modèle par les MCO
- En récupérant les résidus, en les mettant au carré, et on les régressant sur les variables explicatives, les carrées des variables explicatives et les produits croisés.
- Sous l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, la statistique $W = NR^2 \rightarrow \chi^2(k-1)$ avec N est le nombre d'observations, R^2 est le coefficient de détermination de la régression et k le nombre de paramètres estimés de modèle auxiliaire (modèle estimé lors de la seconde étape).
- Si la valeur calculée de W est supérieure au seuil donné par la table du chi-deux au niveau de risque choisi, on rejette l'hypothèse d'homoscédasticité.

Pour notre modèle on a $T = 198$, $k = 3$ et $R^2 = 0.124295$ comme le montre le tableau 5. Ainsi, $W = TR^2$ suit une loi de chi-deux à $k-1 = 2$ degré de liberté.

Cette statistique est $W_{cal} = 198 \times 0.124295 = 24.61041 > W_{tab} = 5.991$, donc on rejette l'hypothèse d'homoscédasticité.

Par la méthode d'analyse du corrélogramme du carré des résidus de l'estimation de modèle par les MCO, nous remarquons que tous les p-values, dans le corrélogramme des résidus au carré pour le modèle initial, sont inférieures à 5% (fig.5), nous concluons que les résidus sont hétéroscédastiques, ce qui confirme le résultat de test de White.

Tableau 3-Test d'hétéroscédasticité des erreurs

| Variabes | Coefficients | Ecart-type | t-Stat. | Prob. |
|----------|--------------|------------|-----------|--------|
| C | 0.003601 | 0.005926 | 0.607695 | 0.5441 |
| D(A) | 0.000168 | 4.60E-05 | 3.641168 | 0.0004 |
| (D(A))^2 | -2.43E-07 | 7.58E-08 | -3.211853 | 0.0016 |

DW = 1.421570

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

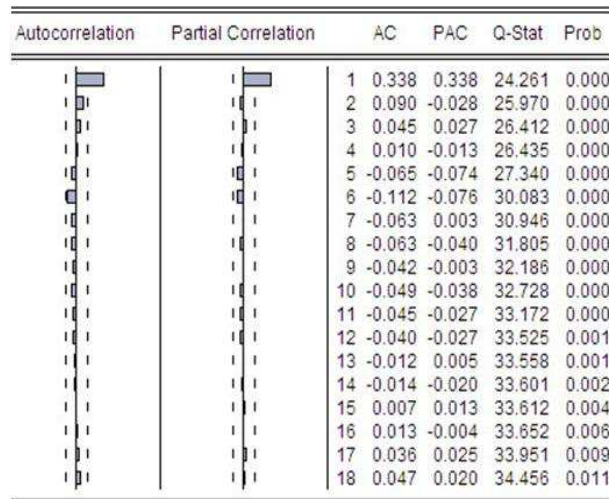


Fig. 5- Corrélogramme des carrés des résidus de l'équation $p = c(1)+c(2)a$

4. Résultats et discussion

4.1. Modèle en niveau

Nous désignons par modèle initial, la régression avant la transformation afin de corriger l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité. Le résultat présenté dans le tableau 6, nous permet de remarquer que les annuités de renouvellement affecte négativement la proportion des brevets renouvelés avec un coefficient égale à - 0.001330 statistiquement significatif au seul de 5%, avec une valeur p-value = 0.0000. Ce résultat confirme bien l'hypothèse de base de modèle de renouvellement de Pakes et Schankerman (1984).

4.2. Modèle corrigé d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité

Le modèle initiale étant :

$$P_t = a_0 + a_1 A_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Afin de corriger l'autocorrélation d'ordre 1, en estimant, par la méthode de moindres carrés ordinaire, le modèle transformé suivant :

$$P_t - \rho P_{t-1} = a_0(1 - \rho) + a_1(A_t - \rho A_{t-1}) + (\varepsilon_t - \rho \varepsilon_{t-1}) \quad (3)$$

Le tableau 6, présente l'estimation de ce modèle, le coefficient de facteur AR(1) correspond à l'estimation de paramètre de corrélation ρ , ce coefficient est statistiquement significatif au seuil de 5% ($p = 0.0000$). Le résultat indique un effet négatif statistiquement significatif au seuil de 10% (p -value = 0.0870), de coût de renouvellement sur la proportion des brevets renouvelés. Nous remarquons que la statistique de Durbin-Watson s'est fortement améliorée $DW = 2.046608$, contre 1.497699 pour le modèle initiale (tableau 3). DW étant proche de 2, ce qui implique l'absence d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1. Le coefficient de l'effet fixe étant toujours statistiquement significatif (probabilité = $0.0001 < 0.05$).

Tableau 6- l'estimation de modèle transformé (l'équation AR(1))

| Variables | Coefficients | Ecart-type | t-Stat. | Prob. |
|------------------|------------------------|-----------------------|---------------------|--------|
| C | -0.114371 | 0.027944 | -4.092919 | 0.0001 |
| D(A) | -1.49 ^E -05 | 8.64 ^E -06 | -1.721331 | 0.0870 |
| AR(1) | 0.907310 | 0.004612 | 196.7338 | 0.0000 |
| $R^2 = 0.995660$ | $DW = 2.046608$ | | | |
| Cohortes | | | Effets fixes | |
| 1 | | | -0.008976 | |
| 2 | | | -0.036935 | |
| 3 | | | 0.001769 | |
| 4 | | | 0.004771 | |
| 5 | | | -0.005515 | |
| 6 | | | 0.004763 | |
| 7 | | | 0.006125 | |
| 8 | | | 0.010765 | |
| 9 | | | 0.003406 | |
| 10 | | | 0.001462 | |
| 11 | | | 0.018367 | |

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

Nous cherchons maintenant à tester l'hétéroscédasticité des erreurs issues de l'estimation de ce modèle transformé. En utilisant la méthode d'analyse du corrélogramme du carré des résidus de cette estimation, nous remarquons que tous les p -values, dans le corrélogramme des résidus au carré, sont supérieurs à 5% (Fig.6), nous concluons que les résidus sont homoscedastiques.

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|-----------|--------|--------|-------|
| | | 1 0.074 | 0.074 | 1.1143 | 0.291 |
| | | 2 0.088 | 0.083 | 2.6903 | 0.260 |
| | | 3 0.022 | 0.010 | 2.7930 | 0.425 |
| | | 4 -0.089 | -0.099 | 4.3939 | 0.355 |
| | | 5 -0.077 | -0.068 | 5.6000 | 0.347 |
| | | 6 -0.053 | -0.028 | 6.1874 | 0.403 |
| | | 7 -0.042 | -0.021 | 6.5573 | 0.476 |
| | | 8 -0.020 | -0.014 | 6.6374 | 0.576 |
| | | 9 -0.023 | -0.027 | 6.7450 | 0.664 |
| | | 10 -0.019 | -0.025 | 6.8213 | 0.742 |
| | | 11 0.007 | 0.003 | 6.8312 | 0.813 |
| | | 12 -0.042 | -0.048 | 7.2062 | 0.844 |
| | | 13 -0.027 | -0.032 | 7.3630 | 0.882 |
| | | 14 -0.037 | -0.037 | 7.6626 | 0.906 |
| | | 15 -0.015 | -0.009 | 7.7083 | 0.935 |
| | | 16 0.014 | 0.013 | 7.7534 | 0.956 |
| | | 17 0.086 | 0.078 | 9.3765 | 0.928 |
| | | 18 0.032 | 0.006 | 9.6041 | 0.944 |

Fig.6-Corrélogramme des résidus aux carrés, de l'équation AR(1)

A titre de conclusion le tableau suivant résume les résultats issus de différentes estimations : nous remarquons que le coefficient afféché aux annuités de renouvellement est négatif et statistiquement significatif dans les deux modèles, ce qui confirme l'hypothèse des modèles de renouvellement.

| | Modèle initiale | Modèle transformé |
|---|--|--|
| Effet de coûts de renouvellement sur la proportion renouvelée | Effet négatif, statistiquement significatif au seuil de 5% | Effet négatif statistiquement significatif au seuil de 10% |

Dans son ensemble, cette analyse montre que la validité empirique de l'hypothèse, au cœur de tous les modèles de renouvellement, qui stipule que les décisions de renouvellement sont fondées sur des critères économiques. En effet, les agents ne renouvellent leurs brevets que si la valeur du brevet détenu au cours d'une année supplémentaire excède le coût du renouvellement. Nous avons prouvé empiriquement, pour l'échantillon étudié, que l'évolution de coût du renouvellement affecte négativement la décision de renouvellement. Ce qui implique que les proportions de brevets abandonnés à un âge donné pour les différentes générations s'expliquent par des différences de coûts de renouvellement propres à chaque génération. Ainsi, la conclusion retenue des travaux théoriques sur les brevets, à savoirs la durée de vie effective des brevets peut être influencée par les montants et le profil de ces annuités de renouvellement, se trouve confirmée. Ce résultat est en faveur de système des brevets de remplir ses objectifs : promouvoir la recherche et développement et encourager la divulgation des connaissances afin que d'autres innovateurs puissent utiliser et mettre à profit les résultats de recherche.

4.3. Discussion

Comment la durée de vie effective du brevet coïncide avec sa durée optimale ? Les résultats de ce travail suggèrent que les proportions de brevets renouvelés et une fonction décroissante de montants d'annuités de renouvellement. Ainsi, le défaut de paiement de ces frais de renouvellement à chaque date anniversaire de demande de brevet entraîne l'expiration du pouvoir de monopole octroyé. Ce qui détermine la durée de vie effective du brevet. Il s'agit d'un exercice d'évaluation implicite réalisée par le titulaire du brevet chaque année afin de décider de maintenir son brevet en vigueur ou de le laisser tomber dans le domaine public. D'où la coïncidence entre la durée effective et la durée optimale, sous

l'effet de cet arbitrage entre la valeur du brevet détenu au cours d'une année supplémentaire et le coût du renouvellement.

A titre de comparaison, en 1985 une étude de Schankerman et Pakes (1985) sur des données de renouvellement des brevets européens (durant la période 1950/1981), a montré une relation positive statistiquement significative au seuil de 5 % entre les proportions de brevets abandonnés à un âge donné pour les différentes générations et les coûts de renouvellement propres à chaque génération. Ces auteurs ont conclu que le coût semble effectivement influencer la décision de renouvellement. Ce qui prouve le même résultat que le notre. Ainsi, cette relation positive entre les proportions de brevets abandonnés et les coûts de renouvellement traduit la même réalité d'une relation négative entre les proportions de brevets renouvelés et les coûts de renouvellement.

L'aspect plus innovant des résultats présentés ci-dessus concerne le fond des modèles de renouvellement en tant qu'un instrument efficace permettant la simulation de la valeur de la protection des brevets. En particulier, ces résultats montrent que les comportements de renouvellement obéissent à des critères économiques. Lorsque le titulaire du brevet décide de maintenir la protection une année supplémentaire, c'est parce qu'il est encore rentable. Cela donne à penser que la longueur optimale du brevet peut être influencé par le profil des annuités fixées par l'office des brevets. Nous concluons que la durée de vie du brevet est modulable (endogène) est peut être utilisée comme instrument de politique économique pour encourager l'innovation et favoriser la croissance économique.

Les analyses présentées **ci-dessus** permettent d'améliorer notre compréhension en faveur du système de brevet comme étant un moyen d'action sur l'innovation à travers le système de renouvellement.

5. Conclusion

Dans l'ensemble, les résultats trouvés ont montré que les objectifs que nous nous étions fixés ont été atteints. Nous avons pu utiliser une analyse économétrique appropriée, sur les données de renouvellement, pour répondre à notre problématique. Nous avons montré l'existence d'une relation positive statistiquement significative entre les proportions de brevets abandonnés à un âge donné pour les différentes générations et les coûts de renouvellement propres à chaque génération. Nous avons enfin prouvé que la durée de vie du brevet peut être modulable par l'instauration d'un système de renouvellement.

Ces résultats impliquent trois éléments importants les :

(i) Les comportements de renouvellement obéissent à des critères économiques. Ainsi, les agents ne renouvellent leurs brevets que si la valeur de leur détention une année supplémentaire excède le coût de renouvellement. Donc, les modèles de renouvellement trouvent leur position.

(ii) La conclusion retenue des travaux théoriques sur les brevets, à savoirs la durée de vie effective des brevets peut être influencée par les montants et le profil de ces annuités de renouvellement est confirmée. Un brevet sera renouvelé tant que la rente excède le frais de renouvellement jusqu'au maximum la durée de vie légale. Ainsi, la durée de vie du brevet est modulable : le pouvoir public peut influencer la longueur du brevet par les annuités de renouvellement.

(iii) Puisque la fixation des montants d'annuités de renouvellement est l'affaire de l'office de la propriété industrielle, un système des brevets approprié peut jouer un rôle important dans la promotion de la recherche et développement.

Bien que les données sur les renouvellements des brevets soient des informations pertinentes sur la valeur de la protection par brevet, l'apport de ces données en tant qu'indicateurs de la valeur de la protection par brevet est limité. Cette étude soulève aussi de nouvelles questions pour la recherche future, dans deux sens en particulier :

Le premier concerne l'idée que certains auteurs ont constaté que la valeur du brevet n'est pas nécessairement fortement corrélée avec la valeur sociale ou privée de l'invention elle-même. Ainsi, Scherer (1998), a montré que dans les domaines où la technologie évolue très rapidement, l'invention pourrait avoir une valeur très élevée au moment où il est introduit mais elle serait obsolète rapidement. Aussi, Levin (2002) a souligné que les taux de renouvellement sont particulièrement élevés durant les premières années après le dépôt de la demande de brevet. Il a expliqué cela par des raisons institutionnelles : la longueur des délais réglementaires entre le moment où un médicament est mis au point et le temps où il peut être commercialisé.

Le deuxième concerne la vision de certains spécialistes en la matière comme Kortum et Lerner 1999, Hall et al., 2001, 2005, Jaffe et Lerner 2004, Guellec et van Pottelsberghe 2007, ont souligné que dans les pratiques de gestion de la propriété industrielle, passant d'une vue d'un brevet isolé à une vue d'un portefeuille de brevets dans son ensemble. Dans ce cas, le titulaire de brevets donne plus d'importance à la valeur globale de son portefeuille-brevets plutôt que la valeur de chaque brevet pris isolément. Dans cette perspective, la décision de renouvellement d'un brevet est influencée par la valeur de portefeuille-brevets dans son ensemble. Par conséquent, la durée de vie effective d'un brevet peut excéder sa durée de vie optimale.

REFERENCES

Bessen, J. (2006), «The value of U.S Patents by Owner and Patent Characteristics», *The Boston University School of Law, Working Paper*, No. pp. 06-46.

Breusch, T. et Pagan, A. (1979), «Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation», *Econometrica, The Econometric Society*, 47(5), pp. 1287–1294.

- Christophe H. et Valérie M. (2005), «Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel», *Économie et Prévision, Programme National Persée*, vol.169, n°3, pp. 253-294.
- Dickey, D. A., et Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, vol.74, n°366, pp. 427–431.
- Durbin, J., & Watson, G. (1950). «Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression», II. *Biometrika*, 38, pp. 159–179.
- Guellec, D. et van Pottelsbergh de la Potterie, B. (2007). *The Economics of the European Patent System*, Oxford, Oxford University Press.
- Hall, B. et Ziedonis, R. (2001). «The patent paradox revisited: an empirical study of patenting in the U.S. semiconductor industry 1979–1995», *RAND Journal of Economics*, Vol. 32, n°1, pp. 101-128.
- Hall, B., A. Jaffe et Trajtenberg, M. (2001). *Market Value and Patent Citations: a First Look*, NBER Working Paper 8498.
- Hall, B., A. Jaffe et Trajtenberg, M. (2005). «Market Value and Patent Citations», *RAND Journal of Economics*, 36: pp. 16-38.
- Harhoff, D., Scherer, F. et Vopel K. (1997). «Exploring the Tail of Patented Invention Value Distributions». *Discussion Paper FS IV 97-27*, WZB.
- Hausman, J.A., (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, vol. 46, n°6, pp. 1251-1271.
- Jaffe, A. et Lerner, J. (2004). *Innovation and its discontents: How Our Broken Patent System is Endangering Innovation and Progress, and What to Do About It*, Princeton, Princeton University Press.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. et Shin, Y. (2003). «Testing for Unit Roots in heterogeneous Panels». *Journal of Economics*, 115, pp. 53-74.
- Koléda, G. (2005). «La valeur de la protection des brevets français appréciée par leurs renouvellements». *Économie et Prévision*, 168, (2005-2).
- Kortum, S. et Lerner, J. (1999). «What is behind the recent surge in patenting», *Research Policy*, vol. 28, n° 1, pp. 1-22.
- Lanjouw, J., Pakes, A. et Putnam, J. (1998). «How to count Patents and Value Intellectual Property: The Uses of Patent Renewal and Application Data». *The Journal of Industrial Economic*, vol. 46, n°4, pp. 405-432.
- Levin, A. et Lin, C. F. (1992). Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties». University of California at San Diego, *Discussion Paper No. 92-93*.
- Levin, A. et Lin, C. F. (1993). «Unit Root Test in Panel Data: New Results». University of California at San Diego, *Discussion Paper No. 93-56*.
- North D. (1990), *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University

Press, Cambridge.

Pakes, A. et Schankerman, M. (1984). The Rate of Obsolescence of Patents, Research Gestation Lags, and the Private Rate of Return to Research Resources. in Griliches Z. ed., R&D, patents and productivity, Chicago, University of Chicago Press, pp.73-88.

Schankerman, M. et Pakes, A. (1986). «Estimates of the Value of Patent Rights in European Countries during the post-1950 Period». *The Economic Journal*, 96, pp. 1052 -1076.

Schankerman, M., & Pakes A. (1985). «Valeur et obsolescence des brevets Une analyse de statistiques de renouvellement des brevets européens». *Revue économique*, 5, pp. 917-941.

Schankerman, M., (1998). «How Valuable is Patent Protection? Estimates by Technology Field». *RAND Journal of Economics*, vol. 29, n°1, pp. 77-107.

Scherer, F. M. (1998). «The Size Distribution of Profits from Innovation». *Annales d'Economie et Statistique*, 49/50, pp. 495-516.

Serrano, J. (2010). «The Dynamics of the Transfer and Renewal of Patents». *University of Toronto and NBER*

Wang, C. (2012). Estimating the Value of Patent Rights in Australia. School of Economics, UNSW, Sydney, Australia.

White, H. (1980). «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity». *Econometrica*, vol. 48, n°4, pp. 817–838.