

L'impact du piratage sur l'achat et le téléchargement légal : une comparaison de quatre filières culturelles¹

Irène Bastard*, Marc Bourreau** et François Moreau***

A partir d'une enquête sur les pratiques culturelles et les comportements d'achat de plus de 2 000 individus, nous étudions les déterminants de l'achat et du téléchargement de biens culturels pour les quatre filières du livre, de la musique, du film et du jeu vidéo. Nous trouvons que la relation entre le piratage et les achats légaux est différente suivant les filières : elle est globalement négative pour la musique et positive pour le jeu vidéo. Cet impact est aussi différent en fonction du profil des consommateurs (pirates occasionnels ou intensifs). Enfin, nos résultats suggèrent que le téléchargement illégal et le téléchargement légal sont des pratiques complémentaires plutôt que substitués pour les secteurs de la musique, du jeu vidéo et du livre.

THE IMPACT OF PIRACY ON PHYSICAL PURCHASES AND PAY-DOWNLOADS: A
COMPARISON OF FOUR CULTURAL INDUSTRIES.

Using a survey on cultural habits and consumption behavior of 2,000 individuals, we study the determinants of physical purchases and pay-downloads in four cultural industries: books, recorded music, movies, and video games. We show that the impact of piracy on legal purchases differs among these industries: it is negative for recorded music, but positive for video games. This impact also differs among individuals, when we distinguish occasional pirates from intensive ones. Our results suggest that piracy and pay-downloads are complements rather than substitutes for recorded music, video games and books.

Classification *JEL* : K42, L82, O34, Z10

¹ Nous remercions GfK-France qui nous a permis d'accéder aux données utilisées dans cet article, Germain Gaudin qui a réalisé les premiers traitements sur la base de données, ainsi que l'audience au 9^{ème} Séminaire M@rsouin (2011). Enfin, nous remercions deux rapporteurs anonymes pour leurs précieuses remarques. Cette recherche a reçu le soutien de l'Agence Nationale de la Recherche (ANR-08-CORD-018).

* Telecom ParisTech, Département Sciences Economiques et Sociales, 46 rue Barrault, 75013 Paris. Email : irene.bastard@telecom-paristech.fr

** Telecom ParisTech, Département Sciences Economiques et Sociales, 46 rue Barrault, 75013 Paris. Email : marc.bourreau@telecom-paristech.fr

*** Université Paris 13, CEPN, 99 avenue Jean-Baptiste Clément, 93430 Villetaneuse. Email : francois.moreau@univ-paris13.fr

INTRODUCTION

Le piratage des biens culturels sur Internet, et tout particulièrement son impact sur les ventes des œuvres, a fait l'objet d'une abondante littérature économique, souvent focalisée sur l'industrie musicale. Il est vrai que cette industrie connaît depuis la fin des années 90 une récession sans précédent, avec un chiffre d'affaires qui a baissé de moitié en France entre 2005 et 2011². Cependant, le piratage ne s'arrête pas à la musique et les autres filières de biens culturels (film, jeu vidéo et livre) subissent ou craignent aussi les effets du piratage : les ventes de DVD ont chuté d'environ 30% en France sur la même période (2005-2010)³ ; le piratage est une pratique très répandue dans l'univers du jeu vidéo⁴ ; quant au livre, de grandes batailles juridiques opposent les éditeurs aux acteurs de la numérisation⁵.

Alors que les acteurs industriels accusent souvent le piratage de cannibaliser les ventes, la littérature économique suggère que l'effet du piratage sur les ventes légales est a priori ambigu du fait de la présence de deux effets contraires, l'effet d'échantillonnage (« sampling ») et l'effet de substitution. L'effet d'échantillonnage repose sur l'idée que les biens culturels sont des biens d'expérience dont la qualité ou le positionnement sont inconnus ex ante des consommateurs. Pirater un bien culturel permet de le tester avant achat et de s'assurer de l'adéquation entre le bien et ses goûts. Dans la mesure où il existe une différenciation verticale (en qualité) entre le bien piraté et l'original, le piratage peut avoir un effet positif sur les ventes (Peitz et Waelbroeck [2006]). L'effet de substitution signifie que, lorsque le bien téléchargé illégalement et le bien légal sont substitués, le piratage diminue (logiquement) les ventes.

La question au cœur de la littérature sur le piratage des biens culturels est de savoir lequel de ces deux effets prédomine et si au final le piratage affecte négativement les ventes de produits culturels, et avec quelle ampleur⁶.

La quasi-totalité des travaux consacrés au piratage s'est concentrée sur un seul bien culturel (la musique ou les films généralement). Il paraît pourtant intéressant et pertinent d'analyser la pratique des pirates, en s'interrogeant sur l'ensemble des biens piratés. En effet, des effets d'apprentissage pourraient apparaître dans les pratiques d'acquisition d'une filière à l'autre : une fois un titre de musique téléchargé illégalement, le coût d'apprentissage pour télécharger un film ou un livre également illégalement est moins important, car le consommateur maîtrise désormais les outils du piratage.

² Source : Syndicat national de l'édition phonographique (SNEP).

³ Source : Syndicat de l'édition vidéo numérique (SEVN).

⁴ Par exemple, le site TorrentFreak publie chaque année un palmarès des jeux vidéo les plus piratés. En 2011, selon ce site, le jeu le plus piraté (*Crysis 2*) avait été téléchargé près de 4 millions de fois dans le monde, uniquement sur les réseaux BitTorrent (voir <http://torrentfreak.com/top-10-most-pirated-games-of-2011-111230/> [consulté le 16/01/2013]).

⁵ Cf. le procès des éditeurs contre Google en France (<http://www.inaglobal.fr/edition/article/google-et-les-editeurs-francais-les-raisons-de-la-colere> [consulté le 16/01/2013]), ou encore la décision de Penguin d'arrêter le prêt d'eBook aux bibliothèques (<http://www.enviedecrire.com/piratage-un-editeur-arrete-le-pret-debooks-aux-bibliotheques/> [consulté le 16/01/2013]).

⁶ Une autre question récurrente concerne l'impact comparé du piratage sur les produits stars et les produits de niche. Sont-ils affectés de manière homogène ? Si l'effet d'échantillonnage domine l'effet de substitution, on peut imaginer que les produits stars devraient être plus affectés par le piratage que les produits plus confidentiels, jamais promus par les médias traditionnels. Les données que nous utiliserons dans cet article ne nous permettent pas d'aborder cette question. Le lecteur intéressé pourra se reporter à Duchêne et Waelbroeck [2006] pour une approche théorique, et Gopal et al. [2006] ou encore Bhattacharjee et al. [2007] pour des résultats empiriques.

Dans cet article, nous prenons en compte quatre filières culturelles—la musique, le film, mais aussi le jeu vidéo et le livre—ainsi que la consommation à la fois numérique et physique des contenus culturels. Nous posons les questions suivantes : quel est l’effet du piratage sur la consommation légale dans chacune des quatre filières ? Cet effet est-il le même dans ces différentes filières ? Si des disparités émergent, comment peut-on les expliquer ? Ces questions sont importantes notamment pour définir une politique publique vis-à-vis du piratage, comme par exemple celle mise en place dans le cadre de la loi Hadopi (ou loi Création et Internet⁷) en France.

Nous utilisons les résultats d’une enquête réalisée par l’institut GfK fin 2008 sur les pratiques culturelles d’une population de 2 005 individus, notamment en ce qui concerne le livre, la musique enregistrée, le film et le jeu vidéo. Dans notre étude, un « pirate » est un individu qui a téléchargé des biens culturels sur des sites Internet pirates ou illégaux ou par l’utilisation de logiciels de pair à pair (Emule, Bittorrent, etc.). Nous proposons une modélisation économétrique des modes d’acquisition de livres, de musique enregistrée, de films et de jeux vidéo, sous format physique ou numérique et évaluons l’effet d’être un pirate sur les comportements de consommation légale de biens culturels, physiques ou numériques. Nous montrons notamment que la relation entre le piratage et les achats légaux est différente suivant les filières et qu’elle est également différente en fonction du profil des consommateurs (pirates intensifs ou occasionnels). Nos résultats montrent aussi que le téléchargement légal et le piratage sont plus des compléments que des substituts.

Le reste de l’article est organisé comme suit. Nous présentons dans un premier temps, dans la Section 2, des données de cadrage sur les quatre filières étudiées (musique, film, livre, jeu vidéo), ainsi qu’une revue de la littérature pertinente. Les données de l’enquête GfK que nous utilisons sont présentées en Section 3. Dans la Section 4, nous introduisons le cadre économétrique et présentons les résultats des estimations en Section 5. Dans la Section 6, nous discutons quelques implications de nos résultats. Enfin, nous concluons en Section 7.

DONNEES DE CADRAGE ET REVUE DE LITTERATURE

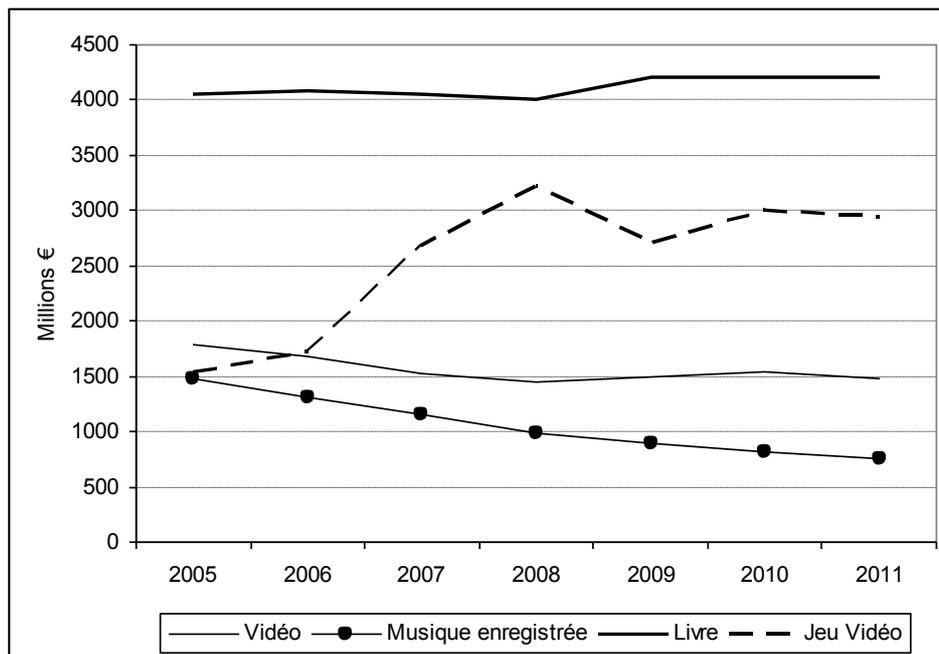
Les quatre filières de la musique, du film, du jeu vidéo et du livre présentent beaucoup de similitudes mais aussi certaines spécificités. Toutes quatre sont des oligopoles à frange concurrentielle : chaque marché est dominé par quelques gros acteurs autour desquels gravitent une multitude de très petites structures. Les quatre filières obéissent également à la logique du « star system » : grâce à un effort massif de promotion, quelques titres phares se partagent une part importante des ventes, tandis que la « traîne » des petites productions est quasi infinie. En revanche, de grandes divergences apparaissent dans la dynamique des ventes depuis 2005 (cf. figure 1) et dans l’importance prise par les ventes dématérialisées.

Principal marché de biens culturels, le livre a vu son chiffre d’affaires stagner entre 2005 et 2011 et les ventes dématérialisées restent encore très faibles (elles représentaient moins de 0,5% du marché en 2011). Les trois autres marchés, d’importance égale en 2005, ont connu des évolutions très contrastées. Le chiffre d’affaires du jeu vidéo (incluant les ventes de jeux ainsi que les ventes de consoles) a doublé entre 2005 et 2011. Après avoir atteint un pic en

⁷ Loi n°2009-669 du 12 juin 2009, favorisant la diffusion et la protection de la création sur Internet. Cette loi crée en particulier une « Haute autorité pour la diffusion des œuvres et la protection des droits sur Internet », l’Hadopi. L’Hadopi est un organisme de régulation indépendant en charge de veiller aux intérêts des détenteurs de droits de propriété intellectuelle sur des œuvres culturelles.

2008, les ventes physiques de jeux ont baissé entre 2008 et 2011, mais cette baisse a été compensée par le développement des jeux en ligne, qui représentaient 11% de la valeur totale du marché en 2011. Les ventes de films (DVD, Blu-Ray et VoD—vidéo à la demande en ligne) ont suivi une évolution similaire. La tendance à la baisse des ventes observée sur la Figure 1 a été freinée par le développement de la vidéo à la demande, qui représentait près de 15% du marché total de la vidéo en 2011. En revanche, la croissance soutenue des ventes dématérialisées de musique enregistrée, qui comptaient pour 23% du marché global en 2011, n'a pas suffi à compenser l'effondrement des ventes physiques : les ventes totales de musique ont chuté de moitié entre 2005 et 2011.

Figure 1 – Evolution du chiffre d'affaires des quatre filières en France entre 2005 et 2011



Sources : GfK/CNC (vidéo), SNEP (musique), GfK (jeu vidéo, livre).

Le processus de numérisation pour chacune de ces quatre filières a été également bien différent. Le CD et le DVD, produits numérisés dès leur origine, ont été rapidement transformés en fichiers informatiques et ont circulé sur Internet dès le début des années 2000, avec toutefois un peu de retard pour les films qui ont dû attendre la généralisation de l'Internet haut débit. A contrario, l'apparition plus tardive du livre numérique explique le moindre développement du piratage dans cette filière. Enfin, la situation du jeu vidéo apparaît spécifique. S'il est possible de télécharger les fichiers d'installation d'un jeu sur un site ou un réseau illégal, de plus en plus de jeux nécessitent de s'identifier en ligne pour pouvoir bénéficier de toutes les fonctionnalités (jeu en ligne, etc.).

Dans cet article, nous nous posons la question de savoir si le piratage a un effet positif ou négatif (ou aucun effet) sur la consommation légale de biens culturels. Comme nous l'avons expliqué en introduction, le piratage peut avoir théoriquement deux effets : (1) un effet de substitution, selon lequel une version illégale d'un bien (obtenue sur un site ou réseau pirate) représente un substitut proche de la version légale (obtenue dans le commerce) ; (2) un effet d'échantillonnage, selon lequel la version illégale représentant un échantillon de la version légale, permet d'en évaluer la qualité ou le positionnement avant achat. Le premier effet va faire que le piratage diminue la consommation légale, tandis que le second effet peut

contribuer à ce que le piratage en augmente la consommation. Notre question de recherche est d'estimer quel effet domine, filière par filière.

La littérature consacrée à l'analyse empirique du piratage⁸ s'est pour l'essentiel concentrée sur les secteurs de la musique et, dans une moindre mesure, du cinéma. Nous n'avons connaissance d'aucune référence académique sur les effets du piratage dans la filière du livre et d'une seule pour celle du jeu vidéo, que nous mentionnons plus loin. Plusieurs approches méthodologiques ont été adoptées pour étudier l'impact du piratage. Certaines études se fondent sur l'analyse de données agrégées de ventes dans plusieurs pays ou zones urbaines. Pour mesurer l'impact du piratage, elles utilisent le taux de pénétration de l'Internet haut-débit comme proxy du téléchargement illégal (voir par exemple Michel [2006], Peitz et Waelbroeck [2004], Liebowitz [2008], Zentner [2009], Smith et Telang [2010], Zentner [2012]) ou s'appuient sur des événements naturels comme le renforcement des lois anti-piratage (Adermon et Liang [2010], Danaher et al. [2012]). D'autres études comparent les ventes et les téléchargements d'un sous-ensemble de produits (Blackburn [2006], Oberholzer-Gee et Strumpf [2007], Smith et Telang [2009], Ma et al. [2011], Hammond [2012]) ou utilisent d'autres variables pour mesurer l'impact du piratage comme la disponibilité des produits sur l'iTunes Store (Danaher et al. [2010]) ou bien encore le délai de sortie des films entre les Etats-Unis et les autres marchés (Danaher et Waldfogel [2012]). Enfin, certains travaux s'appuient sur des enquêtes réalisées auprès des consommateurs pour mesurer le lien entre consommation légale et piratage (Bounie et al. [2006], Bounie et al. [2007], Rob et Waldfogel [2006], Rob et Waldfogel [2007], Zentner [2006], Waldfogel [2010], Andersen et Frenz [2010], Bai et Waldfogel [2012]).

Quelle que soit la méthodologie employée, la très grande majorité des travaux consacrés à la musique enregistrée conclut à un impact négatif du piratage sur les ventes. Le piratage peut expliquer une faible partie de la baisse des ventes (Michel [2006], Peitz et Waelbroeck [2004], Zentner [2006], Rob et Waldfogel [2006], Waldfogel [2010]), environ la moitié (Zentner [2009]), ou sa totalité (Liebowitz [2008]). A l'inverse, Oberholzer et Strumpf [2007] suggèrent, en comparant les ventes aux Etats-Unis d'un échantillon de disques avec le nombre de téléchargements dont ils ont fait l'objet sur les réseaux de pair-à-pair, que le téléchargement n'a aucun impact sur les ventes de musique enregistrée. De même, Andersen et Frenz [2010] concluent, sur la base d'une enquête sur les ventes de CD au Canada, que les ventes perdues en raison du piratage sont compensées par les achats supplémentaires des consommateurs du fait de l'effet d'échantillonnage. Enfin, Hammond [2012] trouve que les fuites de copies pirates avant la sortie d'un disque, loin de réduire les ventes légales, les augmentent au contraire.

Liebowitz [2007] a critiqué les résultats d'Oberholzer-Gee et Strumpf en insistant notamment sur l'absence de validité de l'instrument utilisé pour contrôler pour l'endogénéité de la variable piratage. Les résultats d'Andersen et Frenz ont été également critiqués par Barker et Maloney [2012] qui, en reprenant l'enquête et en corrigeant la définition de l'échantillon, trouvent une relation négative entre ventes de CD et téléchargement. Enfin, Smith et Telang [2012] soulignent que les résultats de Hammond [2012] ne sont valables que dans la mesure où les fuites de copies pirates avant la sortie de l'album sont un événement aléatoire qui ne dépend pas de la notoriété de l'artiste (ce qui paraît discutable).

⁸ La littérature consacrée au piratage numérique de produits culturels est désormais très riche. Pour des revues de la littérature exhaustives et récentes, voir Belleflamme et Peitz [2012] sur les aspects théoriques et, pour une perspective empirique, Waldfogel [2012], Smith et Telang [2012], Oberholzer-Gee et Strumpf [2009] ou Dejean [2009].

Une spécificité importante du piratage de films tient à ce que les fichiers sont de taille plus importante et qu'il est donc plus fastidieux de télécharger des films que des fichiers musicaux (ce qui était particulièrement vrai avant l'avènement de la technologie BitTorrent en 2003). En comparant les ventes de DVD et la pénétration de l'Internet haut débit dans une centaine de villes américaines sur la période 2000-2003, Smith et Telang [2010] montrent que la diffusion d'Internet a entraîné une hausse des ventes de DVD. Les études postérieures à cette période aboutissent à des résultats plus contrastés. Bounie et al. [2006], sur la base d'une enquête auprès d'étudiants de grandes écoles, et Zentner [2012], à partir d'une étude sur trente-six pays sur la période 1996-2008, parviennent à la même conclusion : le piratage n'a pas d'impact sur les entrées en salle mais un impact négatif sur les ventes de DVD. Rob et Waldfogel [2007] et Bai et Waldfogel [2012] se fondent sur des enquêtes auprès respectivement d'étudiants américains et chinois pour montrer que le piratage réduit la demande de contenus légaux. S'appuyant sur une expérience naturelle, Danaher et al. [2010] montrent que la décision de NBC de retirer temporairement ses contenus de iTunes en 2008 a augmenté la demande de contenus de NBC piratés. Danaher et Waldfogel [2012] analysent les différences dans les dates de sortie des blockbusters aux Etats-Unis et dans d'autres pays et, sous l'hypothèse que le piratage augmente avec ce délai, montrent qu'un allongement du délai réduit les recettes des films. Ma et al. [2011] montrent que la mise à disposition sur les réseaux de pair à pair de films avant même leur sortie en salles réduit leurs recettes futures. Enfin, de Vany et Walls [2007] mettent en évidence – mais en ne se fondant que sur une seule étude de cas – que pour un studio hollywoodien, le piratage affecte négativement les revenus du film en salles et qu'il a causé une perte de l'ordre de 40 millions de dollars pour le cas particulier étudié. Quelques études concluent au contraire à l'absence de lien entre piratage et ventes légales de films. Martikainen [2011] compare des données sur le téléchargement de films sur BitTorrent et les ventes des DVD correspondants et ne trouve aucun effet négatif. Smith et Telang [2009] montrent que la diffusion d'un film à la télévision accroît la demande de DVD en même temps que la demande de contenus piratés, et qu'à la suite d'une diffusion télévisée, la disponibilité de fichiers piratés n'affecte pas la demande de DVD. Toutefois, les auteurs soulignent que leur étude ne porte que sur la période qui suit la diffusion télévisée du film et que leurs résultats ne seraient pas nécessairement identiques à un stade plus précoce du cycle de vie du film.

A notre connaissance, seul Nobuya [2011] s'est intéressé au piratage de jeux vidéo dans une perspective empirique.⁹ A partir d'une enquête auprès de dix mille japonais utilisateurs de la Nintendo DS ou de la PSP de Sony, il montre que le piratage n'a pas d'impact négatif sur les ventes légales de jeux vidéo. L'auteur reconnaît toutefois lui-même que la prise en compte du problème d'endogénéité de la variable piratage dans son étude pourrait être améliorée et que le fait que les étudiants restent hors du champ de l'enquête peut quelque peu biaiser les résultats. Enfin, Adermon et Liang [2010] sont les seuls à analyser l'impact du piratage dans plusieurs secteurs, avec une méthodologie homogène. Ces auteurs étudient l'impact de la mise en place d'une loi anti-piratage en Suède en 2009, suite à la transposition d'une directive européenne. Ils montrent que l'introduction de cette loi a eu un impact positif pour les ventes de musique mais nul pour celles de DVD ou pour les entrées en salles. Ces résultats suggèrent que le piratage a principalement un effet de substitution pour la consommation de musique

⁹ Dans une perspective théorique, Conner et Rumelt [1991] et Takeyama [1994], pour se limiter aux pionniers, montrent que sous l'hypothèse réaliste d'effets de réseau dans la demande de logiciels – l'argument s'applique également aux logiciels de jeu – le piratage par une fraction des consommateurs peut renforcer la demande légale des autres consommateurs et, au final, avoir un effet positif sur la demande totale. L'effet direct négatif du piratage sur la demande est alors compensé par l'effet indirect positif lié aux externalités de réseau.

mais aucun effet sur la consommation de films. Toutefois, l'effet positif sur les ventes physiques ne s'est matérialisé que pendant six mois alors que les effets ont été plus durables pour les ventes numériques.¹⁰

LES DONNEES

L'institut GfK¹¹ a réalisé, fin 2008, une enquête consacrée aux loisirs des français sur une population de 2 005 individus en France, par téléphone et Internet¹². Si les données sociodémographiques montrent que l'échantillon est proche de la population française dans certaines dimensions (comme l'âge, le sexe, la catégorie socioprofessionnelle, etc.), on note une surreprésentation des individus possédant un ordinateur dans leur foyer et l'utilisation d'un panel en ligne surévalue probablement aussi le nombre d'internautes expérimentés¹³. Les analyses ne pourront donc être extrapolées au niveau de la population nationale ; notre échantillon doit être vu comme un échantillon composé essentiellement d'internautes. Cependant, les internautes, pirates potentiels, constituent la cible qui nous intéresse pour répondre à notre question de recherche : le piratage a-t-il un effet positif ou négatif (ou aucun effet) sur les achats légaux d'œuvres culturelles ?

Dans ce qui suit, nous commençons par présenter les différentes variables dépendantes que nous chercherons à expliquer, puis les variables liées à la pratique du piratage et, enfin, les variables de contrôle. Le tableau 1 (en annexe) définit les variables que nous utiliserons et le tableau 2 (également en annexe) fournit les statistiques descriptives.

Les variables dépendantes

Les données de l'enquête nous fournissent des informations sur la consommation de biens culturels, physiques (CD, DVD, etc.) ou numériques.

L'enquête posait la question suivante : « Avez-vous acheté au cours des douze derniers mois au moins un livre ? Un CD ? Un DVD ? Un jeu vidéo ? ». *Achat_bien* est une variable

¹⁰ Une certaine diversité des résultats est de mise dans les recherches consacrées à l'efficacité des mesures de lutte contre le piratage, notamment les instruments juridiques. Dejean et al. [2010], à partir d'une enquête auprès d'internautes, soulignent la possible inefficacité de la loi Hadopi à réduire le piratage numérique. Danaher et al. [2012] trouvent au contraire que les débats autour de cette loi au printemps 2009 ont eu pour effet de développer les ventes de musique sur iTunes beaucoup plus rapidement en France que dans d'autres pays européens.

¹¹ Le groupe GfK est une entreprise commerciale et l'un des quatre premiers instituts au monde pour les études de marché. Les médias sont un de ses domaines de spécialité. GfK fournit des statistiques de référence (chiffres de ventes, etc.) pour les secteurs de la musique, du film, du livre et des jeux vidéo, en France et en Europe.

¹² Cette enquête traite plus généralement des loisirs des français : après une série de questions sur l'intérêt général pour certaines pratiques culturelles (lecture, musique, film, jeu vidéo, mais aussi télévision, radio, bricolage, Internet, etc.) et les volumes d'achats de ce type de biens, l'enquêté répondait à des questions sur les modalités d'achat d'un type de bien particulier (lieux d'achat, critères de sélection, etc.), en fonction de son appétence pour ce bien, et terminait avec des questions à nouveau posées à tous sur les pratiques numériques (livres numériques, téléchargement, piratage, etc.).

¹³ Dans l'enquête, 89% des individus possèdent un ordinateur à leur foyer, alors que cette proportion est estimée à 69% dans une enquête du Crédoc pour l'Arcep en 2008 (Crédoc, 2008, "La diffusion des technologies de l'information et de la communication dans la société française"). De la même manière, dans notre enquête, 89% des répondants indiquent surfer sur Internet tous les jours, alors que la proposition d'utilisateurs d'Internet est estimée à 63% dans l'enquête du Crédoc.

indicatrice qui prend la valeur 1 si la réponse est positive pour le *bien* considéré. L'achat de biens culturels est une pratique quasi systématique : 1 989 enquêtés (99,2% de l'échantillon) ont acheté au moins un livre, un CD, un film ou un jeu vidéo au cours des douze derniers mois. Par ailleurs, les individus acquièrent différents types de biens culturels, d'où l'intérêt d'une comparaison transfiliale des pratiques d'acquisition et de piratage des biens culturels.

Un sous-échantillon¹⁴ de l'enquête était interrogé sur le nombre de biens achetés au cours des six derniers mois. La réponse est reprise dans la variable *Qte_Achat_bien* pour chaque bien considéré. Seulement 4% des répondants n'ont acheté aucun livre au cours des six derniers mois et plus de 20% des répondants ont acheté 11 livres ou plus. Les trois autres filières présentent des profils d'acheteurs assez proches : 7% des répondants n'ont acheté aucun jeu vidéo et 8% aucun film, et de 10% à 15% des répondants ont acheté plus de 11 CD, films ou jeux vidéo.

L'enquête aborde enfin la question du téléchargement des biens culturels : « Au cours des six derniers mois, avez-vous téléchargé les contenus culturels suivants ... ? », les contenus culturels proposés étant des titres de musique, des vidéos (en dehors des vidéos disponibles sur les plates-formes de partage de vidéos), des jeux vidéo et des livres. Les réponses possibles, exclusives les unes des autres, étaient « oui sur un site Internet payant », « oui sur un site Internet gratuit », « oui sur des sites Internet pirates ou illégaux », « non mais j'ai l'intention de le faire » et « non et je n'ai pas l'intention de le faire ». *Téléchargement_bien* est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si l'une des deux premières modalités était cochée pour le bien considéré, c'est-à-dire si l'individu avait réalisé un téléchargement légal. 593 répondants indiquent qu'ils ont téléchargé un bien culturel de manière légale au cours des six derniers mois, soit 30% de l'échantillon. La proportion de téléchargeurs de musique et de jeux vidéo, biens fortement numérisés avec une offre en ligne étendue, est particulièrement élevée (15% de l'échantillon), comparativement à la proportion de téléchargeurs de vidéos¹⁵ ou de livre.

Les variables relatives au piratage

Les « pirates » sont définis comme les individus qui, à la question « Au cours des six derniers mois, avez-vous téléchargé les contenus culturels suivants ... ? », ont répondu « oui sur des sites Internet pirates ou illégaux ». Le questionnaire précisait également : « Par téléchargements nous entendons des fichiers enregistrés sur votre disque dur et non du streaming (visualisation de vidéo, musique sur Internet sans enregistrer de fichier) »¹⁶. On obtient ainsi un groupe de 438 pirates déclarant télécharger au moins un type de biens culturels de manière illégale, soit 22% des répondants. La variable *Pirate_bien* est une indicatrice qui prend la valeur 1 si l'individu a déclaré télécharger illégalement le *bien* considéré (livre, musique, film ou jeu vidéo).

¹⁴ Trois sous-échantillons de tailles comparables sont définis pour le jeu vidéo (666 individus), le livre et le CD (667 individus) et le DVD (667 individus). Le sous-échantillon pour le jeu vidéo est composé de joueurs, tandis que les sous-échantillons pour le livre et le CD et le DVD sont composés d'individus ayant acheté ce type de bien au cours des 12 derniers mois. Enfin, chaque sous-échantillon a été construit par GfK en tenant compte de quotas en termes d'âge, sexe, CSP, taille d'agglomération, taille du foyer et région.

¹⁵ Le questionnaire ne citait toutefois pas en exemple les sites de vidéo à la demande (VoD) légaux. Il est donc possible que le téléchargement de vidéos soit sous-estimé.

¹⁶ Le questionnaire excluait donc certaines pratiques de piratage pourtant répandues, comme le streaming illégal ou les échanges de fichiers par des dispositifs physiques (clé USB, disque dur externe, etc.).

Traditionnellement, on considère que la volumétrie des pirates auto-déclarés est sous-estimée par rapport à la population globale : même de manière anonyme, les répondants n'admettent pas forcément avoir une pratique illégale¹⁷. La proportion de pirates que nous mesurons dans notre échantillon est cependant du même ordre de grandeur que les chiffres avancés dans d'autres enquêtes. Par exemple, fin 2010, la Haute autorité pour la diffusion des œuvres et la protection des droits sur Internet (Hadopi) annonçait que 25% de la population française téléchargeait illégalement sur les sites de pair à pair¹⁸. Dans une enquête réalisée fin 2009, Dejean et al. [2010] évaluent la proportion de pirates à 14%, alors qu'un sondage LH2 pour le site Znet.fr effectué en janvier 2011 situait la part de pirates à 19%¹⁹.

Le questionnaire interrogeait aussi les internautes sur le nombre de biens piratés au cours des six derniers mois, par filière²⁰. Le résultat est reporté dans la variable *Stock_Pirate_bien* : 20% de l'échantillon a téléchargé au moins une œuvre au cours des six derniers mois et la musique est le bien piraté le plus intensément²¹.

Les variables de contrôle

Les variables explicatives sur le piratage peuvent présenter un biais d'endogénéité si une variable non observée affecte à la fois la variable explicative et la variable dépendante, *Achat_bien*, *Qte_achat_bien* ou *Telecharge_bien*. Une variable non observée qui pourrait avoir ce double effet est le goût de l'individu pour le bien culturel : un individu amateur du bien aura plus de chances à la fois de le pirater et de le consommer légalement qu'un individu qui serait indifférent pour ce bien. Il y a deux méthodes pour résoudre ce problème d'endogénéité : utiliser des variables instrumentales et introduire des proxy pour les variables non observées comme variables de contrôle. Dans notre étude, nous n'avons pas de variable instrumentale évidente pour corriger le biais d'endogénéité. Par contre, il est possible d'introduire différents proxy pour le goût pour le bien, ce que nous faisons avec des variables de contrôle sur le temps passé à la pratique culturelle et le stock de biens possédés (livres, CD, DVD et jeux vidéo)²², des variables sur la pratique d'activités proches de la consommation du bien (concerts, cinéma) et des variables sociodémographiques (goût des plus jeunes pour le jeu vidéo, des plus instruits pour la lecture, etc.).

Comme dans l'enquête sur les pratiques culturelles des Français (Donnat [2009]), les données collectées concernent les pratiques de loisir en général. Huit activités dites culturelles sont proposées (lire des livres, lire des magazines et des journaux, regarder des vidéos, regarder la télévision, écouter de la musique, écouter la radio, surfer sur Internet, jouer à des jeux vidéos),

¹⁷ Les répondants peuvent même déclarer une pratique légale (le téléchargement) au lieu d'une pratique illégale, ce qui pourrait conduire à surestimer la population des téléchargeurs légaux.

¹⁸ Voir Hadopi, 2011. "Hadopi, biens culturels et usages d'internet : pratiques et perceptions des internautes français", janvier 2011, Haute autorité pour la diffusion des œuvres et la protection des droits sur internet. <http://www.hadopi.fr/download/hadopiT0.pdf>. [accédé le 13 décembre 2012].

¹⁹ Voir <http://www.zdnet.fr/actualites/hadopi-75-des-adeptes-du-telechargement-n-ont-pas-modifie-leurs-habitudes-39757470.htm> [accédé le 16 janvier 2013].

²⁰ Par rapport à d'autres travaux, il n'est pas possible de déduire de cette question l'étendue de la médiathèque de biens piratés, puisque les individus peuvent conserver ou non les œuvres après consommation.

²¹ Cette variable permet de plus de contrôler la déclaration du piratage : 20% des répondants qui déclarent télécharger illégalement des biens n'indiquent pas le volume de biens téléchargés, laissant supposer que leur pratique est occasionnelle.

²² Les questions sur ces thèmes étaient situées en début de questionnaire. Elles ont donc été posées à tous les répondants (2 005 individus).

ainsi que quatre activités d'extérieur (voir ses amis/famille, aller au concert/musée/ théâtre, aller au cinéma, faire du sport) et deux activités manuelles (bricoler/jardiner, faire des activités manuelles). La variable *TempsPassé_bien* indique pour chacun des quatre biens culturels le temps consacré au cours d'un mois à « lire des livres », « regarder des vidéos », « écouter de la musique » et « jouer à des jeux vidéo »²³. On note une pratique très généralisée et intensive de la musique alors que le jeu vidéo reste une pratique moins répandue (cf. tableau 2) : l'écoute de la musique est une pratique quotidienne pour 43% des individus et la lecture pour 36% d'entre eux ; par contre, ils ne sont que 18% à jouer à des jeux vidéo et 15% à regarder des vidéos tous les jours.

Les questions sur les pratiques de loisirs intégraient de plus des activités proches ou complémentaires des pratiques culturelles, comme la lecture de magazines et de journaux, proche de la lecture de livre, l'écoute de la radio qui peut s'apparenter à l'écoute de la musique, le temps passé à regarder la télévision et donc potentiellement des films. Ces activités peuvent être utilisées comme indicatives d'un « goût pour la pratique ». La variable *TempsPassé_Gout_bien* est construite en associant à chaque bien culturel le temps mensuel consacré à des activités proches. Sur un mois, l'individu médian regarde ainsi la télévision environ 90 heures, écoute la radio 22,5 heures et lit des magazines et des journaux pendant 7,5 heures.

Enfin, les informations collectées sur les activités d'extérieur, « aller au concert » et « aller au cinéma », permettent de construire deux variables complémentaires, *Cinéma* et *Concert*, indiquant l'intensité de ces sorties et complétant, pour les biens « film » et « musique », les informations sur l'appétence des individus pour les activités culturelles correspondantes. 8% des répondants vont tous les jours ou presque au cinéma et 12% n'y vont jamais ; les chiffres correspondants pour les concerts étant 4% et 19%.

Le goût d'un individu pour une activité culturelle peut également être appréhendé par le nombre de biens possédés, qu'il s'agisse de livres, de CD, de DVD ou de jeux vidéo (pour ordinateur ou pour console). L'enquête demandait aux répondants d'estimer la volumétrie de chacun de ces biens dans leur médiathèque, ainsi que d'œuvres numériques pour la musique et le film²⁴. La variable *Stock_bien* mesure le nombre biens culturels possédés, pour chaque type de *bien*²⁵. L'individu médian possède principalement des livres (75) et une quantité comparable de livres, disques ou jeux vidéo (30). Nous incluons également un terme quadratique dans nos régressions, *Stock_bien*², pour tenir compte de possibles effets de saturation ou de renforcement du stock de bien détenu sur la probabilité d'achat.

Enfin, nous introduisons un ensemble de variables de contrôle sociodémographiques : *Age*, *Femme* (variable indicatrice prenant la valeur de 1 si le répondant est une femme), *IDF* (variable indicatrice prenant la valeur de 1 si le répondant habite dans la région Île-de-France)

²³ Pour chaque activité, le répondant devait préciser la fréquence de sa pratique et la durée consacrée à chaque occurrence. On peut donc estimer une durée de pratique mensuelle en multipliant la fréquence mensuelle, centrée, par la durée d'occurrence, centrée elle aussi. Nous observons ainsi la pratique directe de l'activité, c'est-à-dire le temps passé par mois à écouter de la musique, à regarder des films, à jouer à des jeux vidéo et à lire des livres.

²⁴ La question posée était : « combien possédez-vous de ... livres, CD, etc. ». Il s'agit de réponses auto-déclarées, qui peuvent donc contenir une marge d'erreur. Cependant, dans nos estimations, la variable stock a l'effet attendu, ce qui suggère que cette variable auto-déclarée est une mesure satisfaisante du stock.

²⁵ Le questionnaire proposait plusieurs modalités pour le stock de biens possédés : aucun, de 1 à 9, de 10 à 49, de 50 à 99, de 100 à 299, de 300 à 599, 600 ou plus. Pour construire une variable continue, nous recodons ces modalités en retenant comme valeur le milieu de chaque intervalle : 0, 5, 30, 75, 200, 450 et 600.

et enfin une série de variables indicatrices permettant de tenir compte de la catégorie socioprofessionnelle du répondant : *Ouvrier*, *Agri-artisan* (si le répondant est agriculteur, artisan, ...), *Intermédiaire* (si le répondant a une profession intermédiaire), *Cadre* (si le répondant est cadre ou a une profession intellectuelle supérieure)²⁶. Ces variables sociodémographiques constituent des contrôles supplémentaires pour le goût pour les activités culturelles, qui pourrait être lié à l'âge, au sexe ou à la catégorie socioprofessionnelle, par exemple. Elles permettent également de contrôler, au moins en partie, l'appétence pour les technologies qui pourrait affecter la propension à télécharger légalement ou illégalement des biens culturels.

MODELISATION ECONOMETRIQUE

Nous cherchons à analyser la relation entre l'acquisition légale de biens culturels et le piratage. Lorsqu'on estime, pour chaque type de bien culturel, la part d'acheteurs ou de téléchargeurs légaux parmi les pirates d'une part et les non-pirates d'autre part, on observe que la part d'acheteurs de livres, CD ou films (physiques) est plus faible parmi les pirates, sauf pour le jeu vidéo où elle est plus grande. Par contre, la part de téléchargeurs légaux est plus grande parmi les pirates pour les quatre filières (voir le tableau 3 en annexe). Cette analyse très simple, sans aucune variable de contrôle, suggère que le piratage a un effet ambigu sur la consommation légale de biens culturels : cet effet semble globalement plutôt négatif pour les achats de biens physiques (à l'exception du jeu vidéo) et plutôt positif pour les achats de biens numériques. Nous allons chercher à préciser ce résultat par une analyse économétrique.

Nous cherchons à tester le modèle suivant pour les quatre biens culturels :

$$A_{ij} = x_i \alpha_j + y_{ij} \beta_j + w_{ij} \gamma_j + \varepsilon_{ij},$$

où A_{ij} est l'acte d'achat (la quantité de biens achetés ou l'acte de téléchargement légal) d'un individu i pour le bien culturel j ; x_i regroupe les variables de contrôles individuelles concernant le genre, l'âge, la catégorie socioprofessionnelle et le lieu d'habitation ; y_{ij} les variables sur la pratique du bien culturel j (*TempsPassé_bien*), sur la pratique d'activités proches du bien culturel j (*TempsPassé_Gout_bien*, *Cinéma*, *Concert*) et sur le stock de biens j possédés (*Stock_bien*) ; w_{ij} les pratiques liées au piratage du bien j par l'individu i (*Pirate_bien*, *Stock_Pirate_bien*) ; ε_{ij} intègre les variables non observées ; enfin, α , β , et γ sont les paramètres que l'on cherche à estimer pour chaque bien j .

Les deux variables dépendantes, *Achat_bien* (l'acte d'achat du bien physique) et *Téléchargement_bien* (l'acte de téléchargement légal d'une œuvre au format numérique), sont deux variables binaires, nous utiliserons donc classiquement un modèle Probit : ce modèle nous permettra d'estimer l'effet des variables explicatives et de contrôle sur la probabilité d'achat ou de téléchargement. Pour la variable dépendante *Quantité_Achat_bien* (la quantité achetée de chaque bien), s'agissant d'une variable continue, nous utiliserons une régression linéaire.

Comme nous analysons les comportements de consommation des mêmes individus pour quatre types de biens culturels différents, les termes d'erreurs des quatre équations sont

²⁶ La catégorie de référence est inactif/étudiant.

probablement corrélés entre eux. Pour tenir compte de ces corrélations potentielles, nous nous appuyons sur des modèles de régression multi-variables. Pour les variables dépendantes binaires (sur la décision d'achat ou de téléchargement), nous utiliserons un modèle Probit multi-variables et pour les régressions linaires (sur la quantité de biens achetés), un modèle SUR (Seemingly Unrelated Regressions). Ces deux estimateurs permettent de tenir compte de la corrélation des termes d'erreur entre plusieurs équations. Les tests statistiques que nous avons réalisés (voir les détails sous les tableaux de résultats) confirment la corrélation des termes d'erreur et justifient l'emploi de modèles multi-variables.

RESULTATS

Achat et piratage

L'acte d'achat, variable observée par la réponse à la question « Avez-vous acheté au moins un livre / CD / DVD / jeu au cours des douze derniers mois ? », est estimé par une régression Probit multi-variables (mvprobit). Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 4. Le test du ratio de vraisemblance (*likelihood ratio test*) nous permet de rejeter l'hypothèse que les quatre équations (pour le livre, la musique, le film et le jeu vidéo) sont indépendantes, au seuil de 1%. L'estimation par un Probit multi-variable est donc préférable à une estimation par quatre Probit indépendants.

Pour les variables sociodémographiques, le sexe n'est significatif que pour le livre, l'âge pour la musique (avec un signe positif) et le jeu vidéo (avec un signe négatif), tandis que la catégorie socioprofessionnelle est significative pour les quatre filières. En ce qui concerne les variables de pratique, l'homogénéité des résultats entre les filières est très forte : comme attendu, le temps passé à la pratique de l'activité et le stock de biens culturels déjà possédés impactent systématiquement et positivement la probabilité d'achat. Nous trouvons également un effet de saturation : le coefficient de la variable *Stock_bien*² est négatif, ce qui suggère que l'effet du stock sur la probabilité d'achat décroît à mesure que celui-ci devient plus important. Enfin, les activités extérieures liées à une pratique culturelle –aller au concert ou au cinéma– ont un effet positif et significatif sur l'achat de biens culturels.

En ce qui concerne notre question centrale, les résultats de l'estimation montrent une relation négative entre le piratage et la probabilité d'achat de CD, qu'il s'agisse de l'acte de piratage ou du stock de fichiers piratés²⁷ : toutes choses égales par ailleurs, télécharger illégalement est associé à une plus faible probabilité d'acheter. L'effet de substitution induit par le piratage semble donc dominant dans le cas de la musique, ce qui va dans le sens des travaux précédents sur le piratage dans l'industrie de la musique (Michel [2006], Peitz et Waelbroeck [2004], Zentner [2006], Rob et Waldfogel [2006], Liebowitz [2008], etc.). Par contre, l'effet du piratage sur l'achat de livre et de film n'est pas significatif²⁸. Enfin, le modèle montre une relation plus complexe dans le jeu vidéo : pirater des jeux est associé à une plus forte probabilité d'achat, tandis que le stock de jeux piratés est corrélé négativement avec la probabilité d'achat. Les individus piratant un petit nombre de jeux vidéo seraient donc des « explorateurs », pour lesquels l'effet d'échantillonnage est dominant, tandis que pour les

²⁷ La question de la causalité entre piratage et probabilité d'achat doit être abordée avec prudence, dans la mesure où les temporalités entre l'acte de piratage et l'acte d'achat ne sont pas clairement établies dans l'enquête.

²⁸ Cette absence de lien entre piratage et achat de films en DVD est cohérente avec les résultats d'Adermon et Liang [2010].

pirates importants, l'effet de substitution dominerait²⁹. Pour finir, les effets marginaux³⁰ montrent que, toutes choses égales par ailleurs, être pirate diminue de 3 points la probabilité d'acheter de la musique, tandis que cela augmente de 14 points la probabilité d'acheter des jeux vidéo.

Quantité d'œuvres achetées et piratage

Nous continuons notre analyse en estimant la relation entre la quantité de biens achetés (*Quantité_Achat_bien*) et le piratage. Comme les erreurs sont probablement corrélées entre les quatre équations et que nous n'utilisons pas les mêmes régresseurs pour chaque équation, nous avons adopté l'estimateur SUREG (*Seemingly Unrelated Regressions*) plutôt que d'estimer des régressions indépendantes pour chacun des biens. Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 5. Nous trouvons que les erreurs dans les quatre équations sont (positivement) corrélées comme attendu, ce qui justifie l'utilisation du modèle SUREG³¹.

Pour cette estimation, l'échantillon ne contient plus que les 467 individus qui ont répondu aux quatre sections du questionnaire³². Comme pour l'acte d'achat, le temps passé à la pratique culturelle est corrélé positivement à la quantité d'œuvres achetées. L'effet du stock sur les achats de biens est différent suivant les filières : nous trouvons une relation convexe pour le livre, la musique et le film (effet de renforcement des goûts) et une relation concave pour le jeu vidéo (effet de saturation).

Enfin, les résultats montrent que le piratage n'a aucun effet significatif sur les achats de films et de jeux vidéo. Par contre, le stock de biens piratés a un effet positif et significatif sur les quantités achetées pour le livre : deux livres piratés sont associés à l'achat d'un livre supplémentaire. Pour la musique, nous trouvons qu'être pirate a un effet négatif sur la consommation de musique, mais que les quantités de fichiers musicaux piratés sont associées à des achats de musique plus élevés. Les résultats du modèle montrent que 10 fichiers musicaux piratés supplémentaires (soit environ un album), ce qui représente la moyenne pour un pirate, sont associés à l'achat de 0,2 CD supplémentaire. Par contre, être pirate est associé à l'achat de 2 CD de moins. Le piratage semble donc avoir en moyenne un effet négatif sur les achats de CD (environ 1,8 CD achetés en moins).

²⁹ Une autre interprétation possible de la complémentarité que nous trouvons pour le jeu vidéo entre piratage et achats légaux serait que les contraintes de budget des (jeunes) consommateurs les conduisent à la fois à acheter et pirater.

³⁰ Pour calculer l'effet marginal de *Pirate_Musique* sur la probabilité d'achat de musique, nous calculons la probabilité marginale que *Achat_Musique*=1 quand *Pirate_Musique*=0 et quand *Pirate_Musique*=1 (avec la commande Stata *mvppred*). La différence entre les deux probabilités marginales donne l'effet marginal moyen de *Pirate_Musique* sur *Achat_Musique*. Nous procédons de la même manière pour calculer l'effet marginal de *Pirate_JeuVideo*.

³¹ Le test de Breusch-Pagan d'indépendance des erreurs donne une valeur *p* de 0.00.

³² Il s'agit a priori des plus gros consommateurs.

Tableau 4 : La probabilité d'achat de biens culturels. Régression de type Probit multi-variables (mvprobit)

ACHAT (MVPROBIT)	Livre	Musique	Film	Jeu Vidéo
Pirate_bien	-0,491 (-1,47)	-0,0870 (-0,95)	-0,0708 (-0,66)	0,447*** (2,59)
Stock_Pirate_bien	0,0106 (0,61)	-0,00118* (-1,87)	-0,00108 (-1,20)	-0,00279** (-2,16)
TempsPassé_ Bien	0,000607*** (7,11)	0,0000703*** (3,80)	0,000116*** (3,71)	0,000198*** (7,80)
TempsPassé_Gout_ Bien	0,0000800 (1,46)	0,0000294** (2,08)	0,0000142 (0,98)	
Stock_bien	0,00899*** (7,79)	0,00753*** (9,41)	0,0162*** (11,48)	0,0212*** (15,97)
Stock_bien ²	-0,0000113*** (-5,47)	-0,00000986*** (-5,77)	-0,0000256*** (-9,35)	-0,0000369*** (12,64)
Concert		0,0857*** (4,84)		
Cinéma			0,0629*** (4,07)	
Femme	0,482*** (5,26)	-0,0443 (-0,67)	-0,0844 (-1,17)	-0,0818 (-1,21)
Age	-0,00121 (-0,38)	0,00749*** (3,05)	0,00387 (1,50)	-0,0155*** (-6,39)
Ouvrier	-0,0651 (-0,39)	0,315** (2,37)	0,336** (2,29)	0,298** (2,15)
Agriculteur / Artisan	0,0707 (0,66)	0,383*** (4,87)	0,227*** (2,73)	0,150* (1,88)
Profession Intermédiaire	0,293 (1,18)	0,0998 (0,63)	0,290* (1,66)	0,241 (1,49)
Cadre / Profession Intellectuelle	0,446*** (2,47)	0,430*** (3,64)	0,387*** (3,08)	0,229** (2,06)
Habite en IdF	-0,0593 (-0,52)	-0,204** (-2,48)	-0,0169 (-0,19)	0,0542 (0,66)
Constante	0,0490 (0,26)	-0,591*** (-3,81)	-0,323* (-1,88)	-0,140 (-0,93)
<i>N</i> 2005				

Matrice de corrélation des résidus	Livre	Musique	Film	Jeu vidéo
Livre	1,0000			
Musique	0,138	1,0000		
Film	-0,018#	0,397	1,0000	
Jeu video	0,142	0,140	0,205	1,0000

LR test d'indépendance des erreurs : $\chi^2(6) = 150,4$, Prob > $\chi^2 = 0,0000$. Tous les coefficients de corrélation sont significatifs à 1%, sauf indiqué par #.

Statistique *t* entre parenthèses ; * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

La variable dépendante, *Achat_bien*, est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si la réponse à la question « Avez-vous acheté au cours des douze derniers mois au moins un livre ? Un CD ? Un DVD ? Un jeu vidéo ? » est positive pour le bien considéré. *Champ* : échantillon d'internautes ayant répondu à l'enquête GfK 2008. *Sources* : exploitation de l'enquête GfK 2008.

Tableau 5 : La quantité d'œuvres achetées. Régression de type SUREG

SUREG	Livre	Musique	Film	Jeu Vidéo
Quantité de biens achetés				
Pirate_bien	-1,336 (-0,31)	-1,980** (-2,03)	-0,00295 (-0,00)	-0,503 (-0,47)
Stock_Pirate_bien	0,466*** (2,89)	0,0245*** (4,15)	-0,00381 (-0,28)	0,00187 (0,16)
TempsPassé_bien	0,00227*** (5,41)	0,000832*** (4,53)	0,000173 (0,71)	0,000493*** (3,55)
TempsPassé_Gout_bien	-0,000668 (-1,21)	-0,0000540 (-0,35)	-0,000246 (-1,64)	
Stock_bien	0,00410 (0,35)	-0,0193** (-2,54)	0,0156* (1,74)	0,0589*** (8,67)
Stock_bien ²	0,0000523*** (2,76)	0,0000901*** (6,16)	0,0000533*** (2,94)	-0,0000602*** (-4,07)
Concert		0,191 (1,20)		
Cinéma			0,140 (0,97)	
Femme	2,301* (1,95)	-0,342 (-0,48)	-0,994 (-1,35)	0,766 (1,57)
Age	-0,00495 (-0,10)	0,0491 (1,64)	0,0391 (1,31)	0,00961 (0,49)
Ouvrier	-0,402 (-0,18)	-0,148 (-0,11)	-1,398 (-1,00)	-0,733 (-0,77)
Agriculteur / Artisan	2,501 (1,63)	0,836 (0,89)	0,660 (0,70)	0,282 (0,44)
Prof. Intermédiaire	3,060 (1,02)	3,773** (2,05)	-2,423 (-1,31)	-0,0176 (-0,01)
Cadre / Prof. Intellectuel	3,073 (1,62)	0,893 (0,77)	2,215* (1,90)	2,049*** (2,59)
Habite en IdF	-0,298 (-0,21)	0,509 (0,60)	-0,812 (-0,96)	0,392 (0,68)
Constante	2,048 (0,78)	2,604 (1,45)	4,036** (2,26)	0,951 (0,82)
R ²	0,3238	0,2797	0,2910	0,3055
N			467	
Matrice de corrélation des résidus				
	Livre	Musique	Film	Jeu vidéo
Livre	1,0000			
Musique	0,2127	1,0000		
Film	0,3132	0,2221	1,0000	
Jeu vidéo	0,1323	0,2230	0,2412	1,0000

Le test d'indépendance des erreurs de Breusch-Pagan donne $\chi^2(6)=148,5, p=0,0000$. Tous les coefficients de corrélation sont significatifs à 1%.

Statistique *t* entre parenthèses ; * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

La variable dépendante, *Qte_Achat_bien*, représente le nombre déclaré de biens achetés au cours des six derniers mois.
Champ : sous-échantillon d'internautes ayant répondu à l'enquête GfK 2008. *Sources* : exploitation de l'enquête GfK 2008.

Bourreau et Labarthe-Piol [2006] indiquent qu'en 2001, le panier moyen d'un Français était de 5,8 CD environ. Par ailleurs, selon le SNEP, la consommation d'albums a chuté d'un peu plus de 60% entre 2001 et 2011³³. Si on applique ce pourcentage de baisse au panier moyen fourni par Bourreau et Labarthe-Piol, la baisse de la consommation serait d'environ 2,4 CD par individu. Nos résultats suggèrent donc que le piratage explique une part importante mais pas complète de la baisse des ventes dans l'industrie de la musique, ce qui est en ligne avec la littérature empirique sur le piratage³⁴.

On notera que si piratage et achats légaux sont corrélés négativement pour le pirate moyen ou le petit pirate, la corrélation devient globalement positive pour les plus gros pirates. On pourrait donc faire l'hypothèse que, chez ces derniers, l'effet d'échantillonnage prédomine.

Téléchargement légal et piratage

Pour analyser l'effet du piratage sur la pratique de téléchargement légal, nous utilisons la variable binaire *Téléchargement_bien* comme variable dépendante. Nous restreignons l'échantillon aux répondants ayant accès à Internet au moins une fois par semaine (1 981 individus sur 2 005)³⁵. Les résultats de l'estimation de ce modèle par un Probit multi-variables (mvprobit) sont présentés dans le tableau 6³⁶.

Tout d'abord, nous trouvons que l'âge a un effet significatif et négatif sur le téléchargement légal pour le livre et le jeu vidéo. Dans ces deux filières, plus on est jeune et plus la probabilité de pratiquer le téléchargement légal est forte. Comme attendu, le temps passé à la pratique culturelle a un effet positif sur la consommation (sauf pour le film). Le stock affecte également la probabilité de télécharger légalement, avec une relation convexe pour le livre, linéaire pour la musique et concave pour le jeu vidéo.

Le fait de pirater des œuvres est associé à une probabilité plus grande de télécharger légalement des biens culturels pour le livre, la musique et le jeu vidéo. Le stock de biens piratés n'a par contre aucun effet. Les effets marginaux montrent qu'un pirate de musique a, toutes choses égales par ailleurs, 9% de chance de plus qu'un non pirate de télécharger légalement de la musique. Cette probabilité additionnelle vaut 8% pour le livre et 28% pour le jeu vidéo³⁷.

Le téléchargement légal et le téléchargement illégal apparaissent donc comme des activités complémentaires plus que substituts. Il est possible que le téléchargement illégal soit un levier vers le téléchargement légal, mais l'inverse pourrait tout autant être vrai.

³³ En 2001, 123 millions d'albums CD avaient été achetés par les Français, 50,4 millions (sous forme physique et numérique) en 2011 (source : SNEP).

³⁴ Nous réitérons cependant la réserve déjà formulée que notre échantillon n'est pas représentatif de la population française. Cet exercice d'extrapolation doit donc être lu avec grande prudence.

³⁵ A titre de test de robustesse, nous avons également estimé le modèle sur l'ensemble de l'échantillon (2005 individus) et obtenu des résultats très proches. Les résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

³⁶ Le résultat du test du ratio de vraisemblance (*likelihood ratio test*), repris dans le Tableau 6, nous conduit à rejeter l'hypothèse que les quatre équations sont indépendantes, confirmant ainsi que le choix d'une estimation par Probit multi-variables.

³⁷ Les effets marginaux sont calculés de la même manière que pour la probabilité d'achat (première équation). Par exemple, nous calculons la probabilité marginale que *Téléchargement_Musique*=1 quand *Pirate_Musique*=0 et quand *Pirate_Musique*=1 (avec la commande Stata *mvppred*). La différence entre les probabilités marginales donne l'effet marginal moyen de *Pirate_Musique*.

Tableau 6 : Le téléchargement légal d'un bien culturel. Régression de type Probit multi-variables (mvprobit)

TELECHARG MVPROBIT	Livre	Musique	Film	Jeu Vidéo
Pirate_bien	0,451** (1,98)	0,342*** (3,72)	0,0270 (0,20)	0,927*** (6,48)
Stock_pirate_bien	0,00434 (0,79)	0,000153 (0,25)	0,00000854 (0,01)	-0,000430 (-0,33)
TempsPassé_bien	0,000104*** (3,46)	0,0000478** (2,59)	0,0000526 (1,48)	0,0000728*** (3,31)
TempsPassé_Gout_bien	-0,0000205 (-0,50)	0,000000143 (0,01)	-0,0000131 (-0,61)	
Stock_bien	-0,00209** (-2,29)	0,00170** (2,22)	0,00188 (1,40)	0,00517*** (4,54)
Stock_bien ²	0,00000369** (2,48)	-0,00000159 (-1,09)	-0,00000397 (-1,34)	-0,00000915*** (-3,20)
Concert		0,0547*** (3,22)		
Cinéma			0,0148 (0,69)	
Femme	-0,271*** (-2,96)	-0,0981 (-1,34)	-0,115 (-1,11)	-0,293*** (-3,92)
Age	-0,0131*** (-4,10)	-0,00440 (-1,59)	-0,0128*** (-3,49)	-0,00953*** (-3,61)
Ouvrier	-0,166 (-0,88)	0,310** (2,12)	-0,00418 (-0,02)	0,0518 (0,35)
Agriculteur / Artisan	-0,142 (-1,33)	0,161* (1,80)	-0,0667 (-0,56)	-0,149* (-1,66)
Profession Intermédiaire	-0,111 (-0,50)	0,0247 (0,13)	0,118 (0,52)	-0,0477 (-0,26)
Cadre / Profession Intellectuelle	0,175 (1,26)	0,344*** (2,88)	0,0656 (0,40)	0,0899 (0,74)
Habite en IdF	-0,184 (-1,59)	-0,0573 (-0,63)	-0,147 (-1,12)	-0,0745 (-0,80)
Constante	-0,678*** (-3,73)	-1,223*** (-7,15)	-1,137*** (-4,94)	-0,674*** (-4,15)

N 1981

Matrice de corrélation des résidus	Livre	Musique	Film	Jeu vidéo
Livre	1,0000			
Musique	0,295	1,0000		
Film	0,400	0,472	1,0000	
Jeu vidéo	0,430	0,282	0,325	1,0000

LR test d'indépendance des erreurs : $\chi^2(6) = 244,8$, Prob $> \chi^2 = 0,0000$, Tous les coefficients de corrélation sont significatifs à 1%, Statistique *t* entre parenthèses ; * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

La variable dépendante, *Téléchargement_bien*, est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si l'une des deux premières modalités de réponse à la question « Au cours des six derniers mois, avez-vous téléchargé les contenus culturels suivants ... ? » étaient « Oui, sur un site payant » ou « Oui, sur un site Internet gratuit », c'est-à-dire si l'individu avait réalisé un téléchargement légal. *Champ* : échantillon d'internautes ayant répondu à l'enquête GfK 2008. *Sources* : exploitation de l'enquête GfK 2008.

Autres estimations

Dans l'enquête, nous disposons, pour la variable quantité d'achats, d'un découpage entre les achats « pour soi » et les achats « offerts à des tiers ». Une question intéressante est de savoir si nos résultats sur la quantité d'achats restent valables lorsqu'on se restreint aux achats « pour soi ». Cet exercice de robustesse soulève plusieurs réserves. D'une part, ce découpage réduit encore l'échantillon (à 295 individus). D'autre part, il introduit une nouvelle marge d'erreur, car les répondants ne se rappellent pas nécessairement très précisément ce découpage de leurs achats. Les résultats de la régression SUREG sur les quantités achetées pour soi confirment néanmoins nos résultats³⁸ : nous trouvons une relation globalement négative entre piratage et achats de CD et une relation globalement positive entre piratage et achats de jeux vidéo.

Une autre question intéressante est de savoir si la relation entre piratage et achats légaux est différente pour les petits consommateurs et les gros consommateurs. Pour répondre à cette question, nous avons estimé le modèle avec la quantité d'achats en introduisant une variable croisée *Stock_bien * Pirate_bien*. Les résultats montrent que la relation entre consommations légales et illégales est la même quel que soit le profil de l'acheteur pour la musique et le cinéma. Par contre, pour le livre et le jeu vidéo, être un gros consommateur diminue la corrélation positive entre piratage et quantités achetées.

Enfin, à titre d'exercice de robustesse, nous avons estimé nos trois modèles en retirant la passé variable *Temps_Passé_bien*, qu'on pourrait suspecter d'être endogène si une variable non-observée l'affectait en même temps que la variable dépendante. Nos résultats restent globalement inchangés sans cette variable de contrôle³⁹.

DISCUSSION

Dans cette partie, nous discutons différents enseignements généraux que l'on peut retirer de nos résultats. Nous rappelons que notre échantillon est composé en grande partie d'internautes et qu'il ne peut pas être extrapolé à la population totale (cf. section 3). Cette discussion doit être lue avec cette réserve en tête.

La différenciation entre produits légaux et illégaux comme condition à l'effet d'échantillonnage

L'effet ambigu de l'acte de piratage sur l'acte d'achat (négatif pour la musique mais positif pour le jeu vidéo) mérite une discussion plus approfondie. Ce résultat pourrait s'expliquer par des facteurs liés plus à la structure de l'offre qu'aux comportements individuels. L'offre de jeu vidéo est particulièrement numérisée mais aussi fortement différenciée entre version légale et illégale. En effet, les éditeurs développent des stratégies de commercialisation avec des extensions de jeu ou des pratiques en réseau. Les biens piratés ne permettent pas

³⁸ Les résultats de ces estimations supplémentaires sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

³⁹ La seule différence est que la variable *Stock_Pirate_musique* n'est plus significative à 10% ; elle ne l'est plus qu'à 15%. Nous expliquons cette différence par le biais de variable non-observée qui est introduit quand on retire la variable *Temps_Passé_musique*, sachant que le temps passé à écouter de la musique et la probabilité d'achat sont corrélés positivement.

généralement d'accéder à celles-ci ; la qualité d'une copie illégale est donc dégradée par rapport à l'original. A contrario, un morceau de musique acquis illégalement est rarement perçu comme étant de qualité inférieure à un morceau de musique acquis légalement : le piratage est alors un substitut quasi-parfait au bien légal.

Notre résultat empirique semble donc conforme au résultat théorique de Peitz et Waelbroeck (2006) sur l'effet d'échantillonnage. Selon ces deux auteurs, l'effet d'échantillonnage n'est efficace que dans les filières où il existe une forte différenciation entre produits légaux et illégaux, alors que l'effet de substitution prédomine dans les filières où la qualité d'une copie et de son original est indifférenciée. Dans le cas du livre et du film, où l'indétermination semble encore forte, nos résultats suggèrent que les producteurs devraient mettre en place des offres légales avec des contenus à forte valeur ajoutée, pour éviter la substitution et bénéficier de la découverte par le numérique.

Le rôle du piratage en fonction des profils d'acheteurs

Nos résultats, qu'ils concernent l'acte d'achat ou les quantités achetées, sont très différents suivant les filières. Dans la musique, il semble que le piratage ait détourné de l'achat de CD les consommateurs occasionnels. En effet, pirater réduit la probabilité d'être acheteur. En revanche, pour les consommateurs qui piratent intensément, piratage et quantités achetées sont reliés positivement. Nous pourrions donc faire l'hypothèse que l'effet de substitution entre achat et piratage caractérise plutôt les petits consommateurs et l'effet d'échantillonnage les gros consommateurs, ce qui correspond à un résultat obtenu par Bounie et al. (2007).

Dans le jeu vidéo, le lien entre piratage et achat est différent. Le piratage est lié à une probabilité plus grande d'être acheteur de jeu vidéo, peut-être dans une logique d'effet d'échantillonnage, mais cela ne conduit pas à une consommation intensive de jeux. Tout se passe comme si le piratage apparaissait comme un moyen de découverte et d'entrée dans l'univers du jeu vidéo. Pour un joueur averti, en revanche, les fonctionnalités limitées des jeux piratés ne peuvent en faire un réel outil de découverte et d'incitation à l'achat. Pour le livre, l'idée que le piratage augmente la consommation des gros acheteurs pourrait être défendue mais reste fragile du fait du petit nombre de pirates de livres dans notre échantillon.

La consommation numérique d'œuvres culturelles

Le tableau 6 met en évidence que le téléchargement légal est moins influencé par la pratique culturelle que l'achat physique : la variable *TempsPassé_Gout_bien* n'est plus significative et le coefficient de la variable *TempsPassé_bien* est systématiquement plus faible. Cela suggère que, comparé aux achats physiques, le téléchargement légal ouvre de nouvelles cibles aux industries culturelles : les téléchargeurs ne sont pas forcément des acheteurs traditionnels. Si 6% des téléchargeurs de livres ne sont pas des acheteurs, ils sont 14% pour le film, 19% pour la musique et 30% pour le jeu vidéo ! Le support numérique pourrait donc favoriser l'exploration de nouveaux usages par des individus qui n'étaient pas le public traditionnel des filières culturelles.

Dans cette logique exploratoire, les pratiques légale et illégale semblent complémentaires. On voit émerger les spécificités d'une consommation en ligne de biens culturels : les individus qui pratiquent cette activité sont familiers des usages du web et ont des pratiques de

téléchargement à la fois légales et illégales. Dans ces conditions, les mesures de lutte contre le piratage qui amèneraient à priver un consommateur de son accès Internet pourraient s'avérer contre-productives, puisqu'elles risquent de réduire le dynamisme des marchés du téléchargement légal.

Les enseignements de la comparaison transfilière

Le modèle proposé sur les modes d'acquisition des biens culturels en fonction des pratiques de piratage dessine une industrie exemplaire, celle du jeu vidéo. Cette industrie développe sa cible de clients hors ligne et en ligne en s'appuyant sur la diffusion de la pratique mais aussi sur les nouveaux publics en ligne, et bénéficie du piratage comme levier de promotion grâce à une offre fortement différenciée. Au contraire, dans l'industrie de la musique, en déclin, la différenciation des produits n'est pas assez forte pour transformer des clients potentiels ciblés via le piratage en acheteurs ; seuls les gros acheteurs semblent donc utiliser le piratage comme outil de découverte avant d'acheter de la musique légalement.

Les industries culturelles devraient donc suivre, dans la mesure du possible, l'exemple du jeu vidéo pour lequel l'effet du piratage est positif, plus que celui de la musique, en développant des offres légales différenciées, mais aussi des formats d'œuvres nouveaux qui se dégradent à la copie.

CONCLUSION

Dans cet article, nous analysons les leviers de l'achat et du téléchargement de biens culturels pour les quatre filières du livre, de la musique, du film et du jeu vidéo, à partir d'une même base d'indicateurs sociodémographiques, de variables sur le goût pour les activités culturelles, et de déclarations sur les pratiques illégales (le piratage).

Les limites de cette enquête sont de différentes natures. Tout d'abord, l'enquête a été réalisée avant l'entrée en vigueur de la loi Création et Internet et de l'Hadopi, actant que la pratique de piratage est un délit. On peut s'interroger sur la pratique de piratage actuelle : est-elle devenue militante et donc plus exclusive ou continue-t-elle à s'inscrire dans une pratique numérique globale ? Ensuite, le développement des offres et des catalogues de consommation culturelle en ligne permet de développer des pratiques et des nouvelles formes de consommation. Notamment, les offres de consommation en ligne sans téléchargement se sont largement développées pour la musique et le film (Spotify, Netflix, vidéo à la demande (VoD), etc.) et ces usages ne sont pas intégrés ici. Enfin, notre échantillon n'est pas représentatif de la population totale ; il s'agit d'un échantillon d'individus plus numérisés que la moyenne.

Nos résultats apportent toutefois des éléments intéressants pour la compréhension des effets de la numérisation sur les industries culturelles. Tout d'abord, piratage et consommation légale semblent être des substituts dans le cas de la musique, alors qu'une forme de complémentarité apparaît pour le jeu vidéo. La différenciation verticale des produits dans le jeu vidéo pourrait expliquer cette complémentarité entre pratiques légales et illégales, puisque pirater un jeu vidéo ne permet pas d'accéder aux mêmes pratiques de jeu que l'acheter légalement. Cette complémentarité pourrait être aussi le signe de contraintes budgétaires chez les acheteurs de jeux vidéo.

Nos résultats sur le téléchargement légal suggèrent deux nouvelles pistes pour le développement des industries culturelles. Tout d'abord, nous trouvons que l'impact des pratiques culturelles est moins important pour le téléchargement que pour l'acquisition physique. Les modes d'acquisition numériques semblent toucher un public moins connaisseur en matière culturelle que les modes d'acquisition traditionnels et pourraient donc permettre aux industries culturelles d'élargir leur clientèle. Ensuite, le piratage semble s'accompagner d'un effet d'échantillonnage et être complémentaire du téléchargement légal de livre, de musique et de jeu vidéo. Ce résultat suggère que la pratique en ligne est peu sensible au caractère légal et plus motivée par les apports du numérique en termes de facilité d'accès, de taille du catalogue des œuvres disponibles, etc. On pourrait, par exemple, faire l'hypothèse que les individus téléchargent légalement les contenus disponibles dans les catalogues des éditeurs par simplicité d'accès, et illégalement les contenus de niche qui ne sont pas accessibles autrement. Cette hypothèse reste toutefois à confirmer.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ADERMON A. et LIANG C. [2010], « Piracy, music and movies: a natural experiment » *IFN Working Paper* n° 854.
- ANDERSEN B., FRENZ M. [2010], « Don't blame the P2P file-sharers: the impact of free music downloads on the purchase of music CDs in Canada », *Journal of Evolutionary Economics*, 20 (5), p. 715-740.
- BAI J., WALDFOGEL J. [2012], « Movie Piracy and Sales Displacement in Two Samples of Chinese Consumers », *Information Economics and Policy*, 24 (3-4), p.187-196.
- BARKER G. et MALONEY T. [2012], « The Impact of Free Music Downloads on the Purchase of Music CDs in Canada », Australian National University College of Law, *Working Paper* n° 4-2012.
- BELLEFLAMME P., PEITZ M. [2012], « Digital Piracy: Theory », dans PEITZ M., WALDFOGEL J. (eds), *The Oxford Handbook of the Digital Economy*, Oxford, Oxford University Press.
- BLACKBURN D. [2006], « The Heterogenous Effects of Copying: The Case of Recorded Music », Harvard University, *Document de travail*.
- BOUNIE D., BOURREAU M., WAELBROECK P. [2006], « Piracy and Demands for Films: Analysis of Piracy Behavior in French Universities », *Review of Economic Research on Copyright Issues*, 3 (2), p. 15-27.
- BOUNIE D., BOURREAU M., WAELBROECK P. [2007], « Pirates or Explorers? Analysis of Music Consumption in French Graduate Schools », *Brussels Economic Review*, 50 (2).
- BOURREAU M., LABARTHE-PIOL B. [2006], « Crise des ventes et téléchargements sur les réseaux peer-to-peer : le case de la France », *Réseaux*, 139, p. 106-144.
- CONNER K.R., RUMELT R.P. [1991], « Software Piracy – an Analysis of Protection Strategies », *Management Science*, 37, p. 125-139.
- DANAHER B., DHANASOBHON S., SMITH M.D., TELANG R. [2010], « Converting Pirates without Cannibalizing Purchasers: The Impact of Digital Distribution on Physical Sales and Internet Piracy », *Marketing Science*, 29 (6), p. 1138-1151.
- DANAHER B., SMITH M.D., TELANG R. et CHEN S. [2012], « The Effect of Graduated Response Anti-Piracy Laws on Music Sales: Evidence from an Event Study in France », Wellesley College, *Document de travail*.
- DANAHER B. et WALDFOGEL J. [2012], « Reel Piracy: The Effect of Online Movie Piracy on Film Box Office Sales », Wellesley College, *Document de travail*.
- DEJEAN S. [2009], « What Can We Learn from Empirical Studies About Piracy? », *CESifo Economic Studies*, 55 (2), p. 326-352.

- DEJEAN S., PENARD T. et SUIRE R. [2010], « Une première évaluation des effets de la loi Hadopi sur les pratiques des Internautes français », Marsouin, *Document de travail*.
- DE VANY A.S., WALLS W.D. [2007], « Estimating the Effects of Movie Piracy on Box-office Revenue », *Review of Industrial Organization*, 30, p. 291-301.
- HAMMOND R.G. [2012], « Profit Leak? Pre-Release File-sharing and the Music Industry », North Carolina State University, *Document de travail*.
- LIEBOWITZ S. [2007], « How reliable is the Oberholzer-Gee and Strumpf paper on file-sharing? », University of Texas at Dallas, *Document de travail*.
- LIEBOWITZ S. [2008], « Testing File Sharing's Impact on Music Album Sales in Cities », *Management Science*, 54 (4), p. 852-859.
- MA L., MONTGOMERY A., SINGH P. et SMITH M.D. [2011], « Pre-Release Movie Piracy and Box Office Sales: Estimates and Policy Implications », Carnegie Mellon University, *Document de travail*.
- MARTIKAINEN E. [2011], « Does File-Sharing Reduce DVD Sales? », University of Turku, *Document de travail*.
- MICHEL N.J. [2006], « The Impact of Digital File Sharing on the Music Industry: An Empirical Analysis », *Topics in Economic Analysis & Policy*, 6 (1).
- NOBUYA F. [2011], « How Serious is Piracy in the Videogame Industry? », *The Empirical Economics Letters*, 10 (3), p. 225-233.
- OBERHOLZER-GEE F., STRUMPF K. [2007], « The Effect of File Sharing on Record Sales: An Empirical Analysis », *Journal of Political Economy*, 115 (1).
- OBERHOLZER-GEE F., STRUMPF K. [2009], « File-Sharing and Copyright », Harvard Business School, *Document de travail*.
- PEITZ M., WAELBROECK P. [2004], « The Effect of Internet piracy on CD sales – Cross Section Evidence », *Review of the Economic Research on Copyright Issues*, 1, p. 71-79.
- ROB R., WALDFOGEL J. [2006], « Piracy on the High C's: Music Downloading, Sales Displacement and Social Welfare in a Sample of College Students », *Journal of Law and Economics*, 49, p. 29-62.
- ROB R., WALDFOGEL J. [2007], « Piracy on the Silver Screen », *Journal of Industrial Economics*, 55 (3).
- SMITH M.D., TELANG R. [2009], « Competing with Free: the Impact of Movie Broadcasts on DVD Sales and Internet Piracy », *MIS Quarterly*, 33 (2), p. 321-338.
- SMITH M.D., TELANG R. [2010], « Piracy or Promotion? The Impact of Broadband Internet Penetration on DVD Sales », *Information Economics and Policy*, 21, p. 289-298.
- SMITH M.D. et TELANG R. [2012], « Assessing The Academic Literature Regarding the Impact of Media Piracy on Sales », Carnegie Mellon University, *Document de travail*.
- TAKEYAMA L.N. [1994], « The Welfare Implications of Unauthorized Reproduction of Intellectual Property in the Presence of Demand Network Externalities », *Journal of Industrial Economics*, 42, p. 155-66.
- WALDFOGEL J. [2010], « Music File-Sharing and Sales Displacement in the iTunes Era », *Information Economics and Policy*, 22 (4), p. 306-314.
- WALDFOGEL J. [2012], « Digital Piracy: Empirics », dans PEITZ M., WALDFOGEL J. (eds), *The Oxford Handbook of the Digital Economy*, Oxford, Oxford University Press.
- ZENTNER A. [2006], « Measuring the Effect of Music Downloads on Music Purchases », *Journal of Law and Economics*, 49, p. 63-90.
- ZENTNER A. [2009], « Ten Years of File Sharing and Its Effect on International Physical and Digital Music Sales », University of Texas at Dallas, *Document de travail*.
- ZENTNER A. [2012], « Measuring the Impact of File Sharing on the Movie Industry: An Empirical Analysis Using a Panel of Countries », University of Texas at Dallas, *Document de travail*.

Annexes

Tableau 1 : Définition des variables

Variable	Définition
Achat_ <i>bien</i>	Au cours des 12 derniers mois, avez-vous acheté au moins 1 unité du <i>bien</i> ?
Qte_achat_ <i>bien</i>	Quantité du <i>bien</i> achetée au cours des 6 derniers mois (en clair).
Telecharge_ <i>bien</i>	Au cours des 6 derniers mois, avez-vous téléchargé le <i>bien</i> ? Oui, sur un site Internet payant ou sur un site Internet gratuit.
Pirate_ <i>bien</i>	Au cours des 6 derniers mois, avez-vous téléchargé le <i>bien</i> ? Oui, sur des sites Internet pirates ou illégaux.
Stock_Pirate_ <i>bien</i>	Au cours des 6 derniers mois, sur des réseaux pirates ou illégaux (type emule, torrent, etc), combien avez-vous téléchargé illégalement d'unités du <i>bien</i> ? Variable continue construite à partir d'une variable ordinale : 0 (→ 0), 1 à 9 (→ 5), 10 à 49 (→ 30), 50 à 99 (→ 75), 100 à 299 (→ 200), 300 à 599 (→ 300), 600 et plus (→ 600).
TempsPassé_ <i>bien</i>	Temps consacré à la pratique culturelle, en minutes, sur un mois. Variable construite en multipliant la fréquence de la pratique par la durée quotidienne de cette pratique.
TempsPassé_Goût_ <i>bien</i>	Le temps consacré à des activités proches du bien, en minutes, sur un mois : lecture de magazines ou de journaux (livre), écoute de la radio (musique), regarder la télévision (vidéo). Variable construite en multipliant la fréquence de la pratique par la durée quotidienne de cette pratique.
Stock_ <i>bien</i>	Stock du <i>bien</i> possédé. Variable continue construite à partir d'une variable ordinale : 0 (→ 0), 1 à 9 (→ 5), 10 à 49 (→ 30), 50 à 99 (→ 75), 100 à 299 (→ 200), 300 à 599 (→ 300), 600 et plus (→ 600).
Concert	A quelle fréquence allez-vous à des concerts : peu souvent ou jamais (0), tous les mois (1), tous les quinze jours (2), une fois par semaine (3), 2 à 3 fois par semaine (4), tous les jours ou presque (5) ?
Cinéma	A quelle fréquence allez-vous au cinéma : peu souvent ou jamais (0), tous les mois (1), tous les quinze jours (2), une fois par semaine (3), 2 à 3 fois par semaine (4), tous les jours ou presque (5) ?
Femme	Vous êtes : une femme ?
Age	Quel est votre âge ? (Âge en clair)
Ouvrier	Au sein de votre foyer, quelle est la catégorie socioprofessionnelle du chef de famille ? Ouvrier.
Agriculteur / Artisan	Au sein de votre foyer, quelle est la catégorie socioprofessionnelle du chef de famille ? Agriculteur, Artisan / Commerçant / Chef d'entreprise.
Profession intermédiaire	Au sein de votre foyer, quelle est la catégorie socioprofessionnelle du chef de famille ? Profession intermédiaire (Enseignant, Cadre moyen, Technicien, Contremaître, Agent de maîtrise).
Cadre / Profession intellectuelle	Au sein de votre foyer, quelle est la catégorie socioprofessionnelle du chef de famille ? Cadre / Profession intellectuelle supérieure/ Profession libérale (Cadre de la fonction publique, Profession scientifique, ingénieur ...).
Habite en Ile-de-France	Habite en région parisienne (départements 75-77-78-91-92-93-94-95).

Tableau 2 : Statistiques descriptives

Variable	Obs.	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Achat_Livre	2005	0,88		0	1
Achat_Musique	2005	0,70		0	1
Achat_Film	2005	0,76		0	1
Achat_JeuVideo	2005	0,47		0	1
Qte_Achat_Livre	1554	9,36	11,74	0	129
Qte_Achat_Musique	1193	5,82	7,91	0	101
Qte_Achat_Film	1314	6,18	8,38	0	110
Qte_Achat_JeuVideo	833	5,76	11,31	0	250
Telecharge_Livre	2005	0,08		0	1
Telecharge_Musique	2005	0,16		0	1
Telecharge_Film	2005	0,05		0	1
Telecharge_JeuVideo	2005	0,16		0	1
Pirate_Livre	2005	0,02		0	1
Pirate_Musique	2005	0,17		0	1
Pirate_Film	2005	0,13		0	1
Pirate_JeuVideo	2005	0,04		0	1
Stock_Pirate_Livre	2005	0,33	5,41	0	200
Stock_Pirate_Musique	2005	10,25	52,60	0	600
Stock_Pirate_Film	2005	5,14	35,51	0	600
Stock_Pirate_JeuVideo	2005	1,62	23,09	0	600
TempsPassé_Livre*	2005	1092,6	1465,6	0	7200
TempsPassé_Musique*	2005	1476,5	1870,1	0	7200
TempsPassé_Film*	2005	776,2	1243,4	0	7200
TempsPassé_JeuVideo*	2005	759,9	1479,6	0	7200
TempsPassé_GoutLivre_Magazine*	2005	873,9	1066,7	0	7200
TempsPassé_GoutMusique_Radio*	2005	2199,5	2233,3	0	7200
TempsPassé_GoutFilm_TV*	2005	4314,5	2233,6	0	7200
Stock_Livre	2005	160,01	183,87	0	600
Stock_Musique	2005	89,26	116,04	0	600
Stock_Film	2005	56,28	85,99	0	600
Stock_JeuVideo	2005	31,17	54,92	0	600
Concert	2005	1,06	1,93	0	5
Cinéma	2005	1,73	2,21	0	5
Femme	2005	0,53		0	1
Age	2005	43,06	15,32	15	81
Ouvrier	2005	0,07		0	1
Agriculteur / Artisan	2005	0,43		0	1
Profession intermédiaire	2005	0,04		0	1
Cadre / Profession intellectuelle	2005	0,11		0	1
Habite en Ile-de-France	2005	0,19		0	1

* Temps passé à la pratique culturelle, en minutes, sur un mois. Cette variable a été construite en multipliant la fréquence de la pratique (d'une fois par mois à tous les jours) par la durée quotidienne de cette pratique (de moins de 30 minutes par jour à plus de 4 heures par jour). Le maximum de TempsPassé est 7200 = 30 (fréquence quotidienne) * 240 (4 heures = 240 minutes par jour).

Tableau 3 : Piratage et consommation légale

	Non-pirate du bien	Pirate du bien
Achat de livre	88,5%	81,6%
Achat de musique	70,5%	65,9%
Achat de film	75,8%	73,8%
Achat de jeu vidéo	45,6%	73,6%
Téléchargement légal de livre	7,4%	26,3%
Téléchargement légal de musique	13,8%	27,8%
Téléchargement légal de film	4,5%	7,1%
Téléchargement légal de jeu vidéo	13,8%	52,9%

Pour un *bien* donné (livre, musique, film, jeu vidéo), part des non-pirates ou pirates de ce bien qui l'achètent ou le téléchargent légalement.