

# La fracture numérique entre déterminants individuels et déterminants sociaux : une étude économétrique sur données françaises

Fabrice Le Guel\*, Thierry Pénard\* , Raphaël Suire\*<sup>1</sup>,

CREM UMR CNRS 6211 , Université de Rennes 1,  
MARSOUIN<sup>1</sup>

**Résumé :** Quels sont les facteurs qui favorisent ou au contraire freinent l'usage de l'Internet à domicile ? Afin de répondre à cette question, les enquêtes se sont multipliées ces dernières années tant aux Etats-Unis qu'en Europe. Cet article propose une modélisation économétrique des choix d'adoption de l'Internet dans les ménages bretons et des choix d'achat en ligne, à partir d'une enquête effectuée fin 2002 en Bretagne. Cette étude, qui est la première du genre sur données françaises, met en évidence l'importance des facteurs socio-économiques (age, niveau d'étude, CSP), mais aussi le rôle de l'expérience et du voisinage social dans les pratiques liées à l'Internet. Ainsi, un individu aura une probabilité beaucoup plus grande d'acheter sur Internet si une large partie de son entourage achète aussi en ligne. Cette idée que les choix individuels se font en interaction avec l'entourage ou le réseau social, se trouve confirmée en matière de commerce électronique.

**Mots clés :** usage de l'Internet, commerce électronique, voisinage, interaction sociale, fracture numérique.

---

\* Centre de Recherche en Economie et en Management (CREM), Faculté des Sciences Économiques, Université de Rennes 1, 7 place Hoche, 35 065 Rennes Cedex, Email : [fabrice.leguel@univ-rennes1.fr](mailto:fabrice.leguel@univ-rennes1.fr), [thierry.penard@univ-rennes1.fr](mailto:thierry.penard@univ-rennes1.fr), [raphael.suire@univ-rennes1.fr](mailto:raphael.suire@univ-rennes1.fr)

<sup>1</sup> Ce travail a bénéficié du soutien de MARSOUIN (Môle Armoricaïn de Recherche sur la SOciété de l'information et les Usages d'Internet), qui est un groupement d'intérêt scientifique financé par la région Bretagne, fédérant plusieurs centres de recherches bretons autour des thématiques de l'Internet et des TIC (<http://www.marsouin.org>), ainsi que du soutien financier du CNRS et du Commissariat Général au Plan dans le cadre du Programme Société de l'information.

## 1. Introduction

Selon Médiamétrie, 40 % des ménages français étaient équipés d'un micro-ordinateur en septembre 2003 et 27 % possédaient une connexion Internet à domicile<sup>2</sup>. De plus, 30 % des ménages internautes déclaraient avoir déjà effectué des achats en ligne<sup>3</sup>. Ces chiffres montrent combien Internet est désormais entré dans les habitudes d'une grande partie de la population française. Autre fait significatif, l'ADSL connaît un succès croissant depuis deux ans. Les abonnements haut débit (câble et ADSL) auraient progressé de 250 % sur la seule année 2002 et dépassé le seuil des 2 millions en septembre 2003<sup>4</sup>.

Le commerce électronique connaît lui aussi un fort développement en France, même si les montants d'achats en ligne restent encore très modestes. Pour l'année 2002, les ventes en ligne (incluant les biens et services) auraient atteint 2,3 milliards d'euros (soit une progression de 60 % par rapport à l'année précédente) selon Benchmark Group<sup>5</sup>. Même si le commerce électronique ne constitue encore qu'une part négligeable des revenus des commerçants français<sup>6</sup>, il est devenu incontournable dans des secteurs comme les voyages (transport, hôtel), les biens informatiques (ordinateurs, logiciels) ou les biens culturels (livres, musique).

L'essor du commerce électronique a suscité un foisonnement de travaux de recherche théoriques et empiriques. La majorité des études empiriques ont porté sur les stratégies d'offre sur Internet et notamment sur les politiques de prix (Brynjolfsson et Smith, 2000 ; Clay, Krishnan et Wolff, 2001, Baye, Morgan et Scholten 2003 pour les Etats Unis; Larribeau et Pénard 2002, 2003 pour la France). En revanche, les études relatives aux comportements de demande et aux usages sur Internet sont moins nombreuses. On peut toutefois citer celle de Johnson et al. (2003) portant sur l'achat en ligne de CD, de livres et de voyages. A partir d'un panel (MediaMetrix) de 10 000 ménages américains, les auteurs ont montré que les internautes avaient une stratégie de recherche en ligne limitée. Ces derniers visitaient en moyenne 1,1 sites avant d'acheter un livre sur Internet, 1,4 sites avant l'achat d'un CD et 1,8 sites avant l'achat d'un voyage. Toujours à partir du même panel, Moe et Fader (2003) ont cherché à modéliser la probabilité de conversion d'une visite en achat sur le site d'Amazon. Ils

---

<sup>2</sup> Source <http://www.mediametrie.fr/web/>. Ces chiffres sont à rapprocher d'une enquête du CREDOC pour le compte de l'ART et du CGTI. Selon cette enquête, 46% des français âgés de plus de 18 ans disposaient en juin 2003 d'un ordinateur à domicile et 30% d'une connexion Internet à domicile. <http://www.art-telecom.fr/publications/etudes/index-etcredoc.htm>

<sup>3</sup> Selon l'enquête du CREDOC, 13% des français âgés de plus de 18 ans déclaraient avoir déjà acheté sur Internet (soit un quart des internautes) en juin 2003.

<sup>4</sup> Source AFA (Association des Fournisseurs d'Accès et de Services Internet) <http://www.afa-france.com>.

<sup>5</sup> Source <http://www.journaldunet.com/chiffres-cles.shtml>.

<sup>6</sup> Il faut en effet le rapprocher avec le chiffre d'affaires du commerce de détail en 2002 (hors commerce et réparation automobile) qui est de 384 milliards d'euros (Source INSEE). Si l'on ajoute les services immobiliers et de voyages, on arrive à un chiffre d'affaires supérieur à 450 milliards d'euros. Les 2,3 milliards de chiffre d'affaires sur Internet représenteraient donc moins de 0,5% du chiffre d'affaires dans le commerce et les services de détail se prêtant au commerce en ligne.

trouvent que les taux de conversion sont relativement faibles et dépendent fortement des expériences d'achat et de navigation des internautes.

Sur une thématique un peu différente, Smith et Brynjolfsson (2001) ont étudié les "données de connexion"<sup>7</sup> d'un site américain de comparaison de prix *evenbetter.com*. À partir de ces données, ils se sont intéressés aux facteurs déterminant le choix par l'internaute d'une offre (ou d'un cybercommerçant), parmi l'ensemble des offres proposées par le comparateur de prix. Tout d'abord, ils ont observé que les internautes ne se dirigeaient pas systématiquement vers le site marchand proposant le prix le plus bas. Ensuite, les auteurs ont montré à l'aide de modèles de choix discrets que la probabilité pour un internaute de retenir une offre, parmi la sélection proposée par le comparateur de prix, était une fonction décroissante du prix, mais croissante de la notoriété du site marchand. Cette probabilité augmentait aussi lorsque l'internaute avait déjà eu une expérience d'achat sur le site marchand en question.

Enfin, on peut aussi citer l'étude de Goolsbee et Zittrain (1999) relative à l'impact des taxes régionales américaines sur le développement du commerce électronique. Cette étude était basée sur une enquête auprès de 110 000 individus dont 25 000 internautes américains. Au-delà du débat sur l'application d'une taxe spécifique au commerce en ligne, les auteurs ont montré que la probabilité pour un internaute d'acheter en ligne dépendait de ses caractéristiques socio-économiques, notamment de son âge (plus l'internaute est jeune, plus sa probabilité d'acheter en ligne est élevée), de son niveau d'éducation (effet positif) ou encore de la présence d'enfants (effet positif). Plus intéressant, les auteurs ont trouvé que le choix d'achat en ligne dépendait aussi du voisinage social : plus un internaute avait d'amis autour de lui ayant déjà effectué des achats en ligne et plus sa probabilité d'acheter sur Internet était élevée. Ce résultat vient conforter toute une littérature théorique qui attribue aux interactions sociales une influence importante dans les décisions individuelles, notamment dans l'adoption de standard ou de nouvelles technologies. On peut par exemple citer les travaux de Plourabaé, Steyer et Zimmermann (1998) sur l'adoption du fax, de Dalle et Jullien (2003) sur le choix du système d'exploitation (Windows versus Linux), ou de Suire (2002, 2003) sur les choix de localisation.

Notre étude s'inscrit dans le prolongement des études précédentes et cherche à évaluer empiriquement le rôle du voisinage social sur les usages individuels de l'Internet. Précisément, l'objectif de cet article est de proposer une modélisation économétrique des choix d'adoption de l'Internet et d'achat en ligne des ménages en France. Pour cela, nous disposons d'une enquête effectuée fin 2002 sur les usages des ménages en Bretagne (sondage auprès d'un échantillon représentatif de 2000 individus). Ces individus ont été interrogés sur leurs équipements TIC et leurs usages de l'Internet. Nous disposons aussi d'informations sur les caractéristiques des ménages et leur environnement. L'intérêt de cette base de données est de pouvoir identifier les facteurs déclenchant l'adoption d'Internet à domicile, ainsi que l'achat en ligne. Pour cela, nous avons recours à des modèles de choix discrets, particulièrement adaptés pour étudier des décisions emboîtées (l'achat en ligne étant conditionnel à l'existence d'une connexion Internet à domicile).

---

<sup>7</sup> Les données de connexion (log files) correspondent à l'enregistrement, dans un fichier informatique (fichier texte), des comportements de navigation des internautes (Le Guel, 2002).

Notre étude est originale à plus d'un titre. Tout d'abord, il n'existe pas à notre connaissance de travaux équivalents sur des données françaises. Ainsi, notre travail peut fournir une base intéressante de comparaison avec les études menées aux États-Unis. Ensuite, nous parvenons à mettre en évidence que les facteurs déterminant l'adoption de l'Internet à domicile ne sont pas les mêmes que ceux qui déterminent l'achat sur Internet. Alors que les variables socio-économiques (âge, niveau d'étude, CSP, style de vie) jouent un rôle important pour une connexion Internet à domicile, elles sont supplantées par l'expérience acquise sur Internet et par le voisinage social des individus (nombre d'amis du répondant ayant déjà acheté sur Internet) en matière d'achat sur Internet.

Dans la section suivante, nous décrivons la base de données utilisée dans cette étude. Dans la section 3, nous présentons les effets attendus des différentes variables explicatives intervenant dans les modèles économétriques d'adoption de l'Internet et d'achat en ligne. La section 4 est consacrée à l'analyse des résultats économétriques. Enfin, la conclusion revient sur les enseignements de cette étude, mais aussi sur ses limites.

## **2. Une enquête sur l'usage d'Internet par les ménages en Bretagne**

Généralement, l'analyse des usages d'Internet repose sur deux principales sources de données : d'une part les enquêtes par questionnaire (par exemple le baromètre Multimédia de Médiamétrie comportant 24 000 individus) et d'autre part les données de navigation d'internautes volontaires (par exemple le panel Nielsen-NetRatings constitué de 8 000 internautes). Notre étude relève de la première démarche. Nous disposons d'une enquête sur "l'usage des TIC dans les ménages en Bretagne". Cette enquête a été réalisée en décembre 2002 par téléphone auprès de 2 000 personnes selon la méthode des quotas<sup>8</sup>. Les individus interrogés sont représentatifs de la population bretonne en termes d'âge, de sexe, de CSP, de taille de commune et de département de résidence<sup>9</sup>. Cette population n'est donc pas parfaitement représentative de la population française. Néanmoins, on peut tirer de cette enquête des enseignements valables sur le plan national, étant donné que la région Bretagne se situe dans la moyenne des régions françaises sur de nombreux critères socio-économiques<sup>10</sup>.

L'enquête porte d'une part sur l'équipement des ménages bretons en Technologies de l'Information et de la Communication (TIC) (matériel informatique et de

---

<sup>8</sup> L'enquête a été réalisée par la société Téléperformance.

<sup>9</sup> Sur les tranches d'âge, les quotas ont été établis sur la base du découpage suivant : 15-29 ans, 30-44 ans, 45-59 ans et 60 ans et plus. Sur les tailles de commune, le découpage était "Moins de 2 000 habitants, de 2 000 à 10 000 habitants et plus de 10 000 habitants".

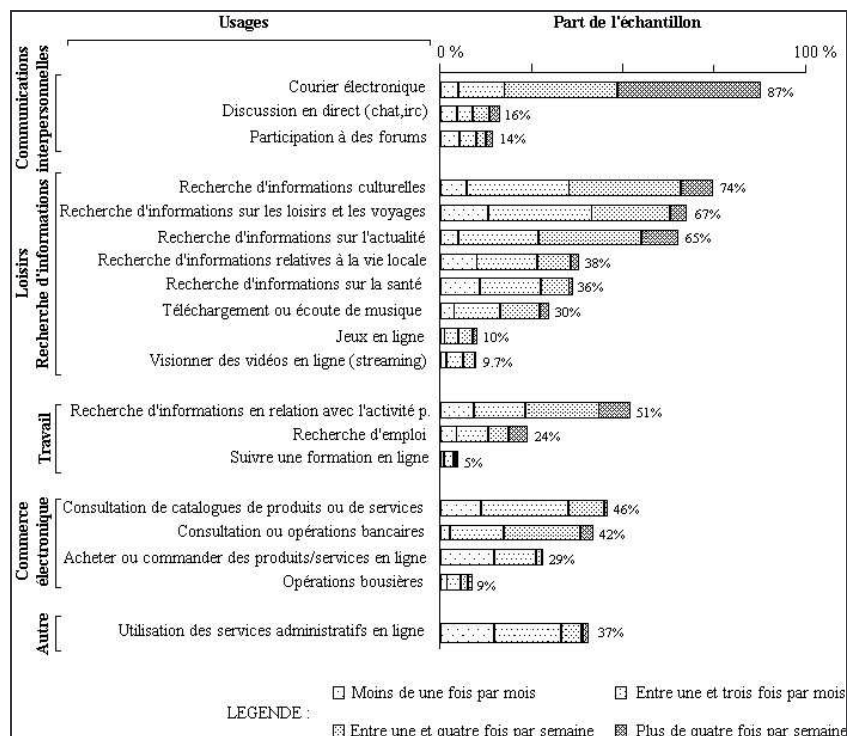
<sup>10</sup> Précisément, la population bretonne constitue une assez bonne approximation de la population française hors Ile de France. En revanche, cette enquête ne permet pas de bien étudier les comportements d'adoption et d'usage de l'internet dans les très grandes agglomérations françaises (Paris, mais aussi Lyon et Marseille) pionnières en matière d'offre d'accès haut débit.

télécommunication, DVD, consoles de jeux, ordinateurs de poche) et d'autre part sur les usages de ces équipements par la personne interrogée au sein du ménage (usages individuels). Selon cette enquête, 47 % des ménages bretons déclaraient posséder au moins un ordinateur en décembre 2002 et 28 % disposaient d'une connexion Internet à domicile. Selon ce dernier indicateur, la Bretagne se situe donc dans la moyenne nationale puisqu'à la même date, Médiamétrie estimait à 25% la proportion de foyers connectés à Internet<sup>11</sup>.

Par ailleurs, 34 % des individus interrogés avaient utilisé Internet sur les trois derniers mois, tout lieu confondu (travail, domicile, lieu public). Le graphique 1 recense les différents usages individuels de l'Internet à domicile et leurs fréquences sur cette même période. On note que le courrier électronique est l'usage phare sur Internet, puisque 87 % des internautes avaient au moins une fois consulté leur courrier électronique sur les trois derniers mois. Pour 39 % des internautes, il s'agit d'une activité quasi quotidienne. Concernant le commerce électronique, seuls 29 % des internautes avaient effectué un achat en ligne dans les trois derniers mois.

Globalement, on remarque que les activités de communication interpersonnelles et de recherche d'information sont dominantes, alors que les usages marchands restent encore minoritaires. Néanmoins, il nous a semblé opportun d'étudier plus finement les déterminants des pratiques d'achat en ligne et ainsi d'identifier les inerties et les freins au développement de ces pratiques.

Graphique 1: Activités de navigation sur Internet à partir du domicile



<sup>11</sup> Une autre étude de l'IDATE confirme ce point. Selon cette étude, 40% des ménages français étaient équipés d'un micro-ordinateur et 22% disposaient d'un accès à Internet au

### 3. Quels déterminants pour les choix de se connecter et d'acheter sur Internet ?

L'analyse de l'adoption d'une connexion Internet à domicile et de l'achat en ligne est effectuée au moyen de modèles de choix discrets (Probit). Ces modèles d'utilisation courante en économie permettent d'identifier les déterminants des choix individuels (McFadden, 2001).

Un premier modèle s'intéresse à la décision d'un ménage d'avoir accès à Internet. Un second modèle porte sur la décision d'un des membres du ménage (le répondant) de procéder à un achat sur Internet dans les trois derniers mois<sup>12</sup>. On peut donc remarquer que les deux décisions s'inscrivent dans des logiques différentes : l'achat en ligne est une décision individuelle, alors que s'abonner à Internet relève d'un choix collectif (chaque membre du ménage peut peser sur cette décision : le chef de famille, le conjoint, les enfants). Toutefois, les deux décisions sont très liées, puisque l'achat en ligne est conditionnel à l'utilisation d'Internet (donc à l'existence d'un accès Internet). De ce point de vue, le modèle d'achat en ligne qui ne concerne que les internautes à domicile (584 individus sur les 2 000 interrogées dans notre enquête) peut présenter un biais de sélection. Pour corriger ce biais, nous avons eu recours à la méthode d'Heckman (1976, 1979). Cette méthode consiste dans un premier temps à estimer un modèle Probit sur le choix d'une connexion Internet à domicile (sur l'ensemble de l'échantillon), puis à calculer pour chacun des ménages "internautes" l'inverse du ratio de Mill qui correspond à la fonction de densité normale divisée par la fonction de répartition normale. Ce dernier est ensuite introduit dans le modèle Probit d'achat en ligne comme variable explicative<sup>13</sup>. Le coefficient estimé  $\rho$ , associé à l'inverse du ratio de Mill, mesure alors la corrélation des erreurs entre le modèle d'adoption et le modèle d'achat en ligne (Maddala, 1983, Breen, 1996). Lorsque ce coefficient est significativement différent de zéro, on peut conclure à l'existence d'un biais de sélection<sup>14</sup>.

Les variables explicatives utilisées dans les deux modèles sont présentées dans le tableau 1 (en annexe). Compte tenu des différences de nature dans les deux décisions, nous n'avons pas retenu les mêmes variables explicatives. Ainsi, pour la décision de se connecter à Internet, nous avons privilégié des variables socio-économiques caractérisant le chef de famille, puisque ce dernier est supposé peser d'un poids plus élevé dans les décisions du ménage. En revanche, pour la décision d'achat en ligne, nous avons utilisé les caractéristiques socio-économiques du répondant (qui n'est pas nécessairement le chef de famille<sup>15</sup>). Pour chacune des variables explicatives, nous

---

troisième trimestre 2002.

<sup>12</sup> Nous avons exclu de l'analyse les individus qui disposent d'une connexion Internet hors domicile et qui déclare acheter sur Internet

<sup>13</sup> Voir Van De Ven et Van Praag (1981) pour une présentation détaillée.

<sup>14</sup> La correction du biais de sélection peut toutefois entraîner des problèmes d'hétéroscédasticité. Pour corriger ce problème, le logiciel STATA utilise la procédure de Huber/White.

<sup>15</sup> Notons que 70 % des répondants étaient chef de famille.



donnons dans le tableau 1 l'effet théorique attendu. Ces différents effets sont discutés plus en détail dans la suite de l'article.

### ***Les caractéristiques socio-économiques des consommateurs et le style de vie***

#### *Impact sur l'adoption*

Les ménages internautes présentent-ils des profils socio-économiques et un style de vie spécifiques par rapport aux ménages non internautes ? Les premiers internautes se démarquaient très nettement du reste de la population. Selon l'enquête GVI initiée en 1994, les primo-adoptants de l'Internet étaient relativement jeunes (34 ans en moyenne), de sexe masculin, d'un niveau d'étude élevé, disposant d'un revenu supérieur à la moyenne et fortement attirés par les nouvelles technologies<sup>16</sup>. Ces résultats ont été confirmés par d'autres enquêtes [HomeNet project (1995), Hoffman, Novak (1996), Pitkow, Kehoe, Rogers (1998), Johnson, Bellman, Lohse, (1999a et b)]<sup>17</sup>.

Avec la forte croissance du nombre d'internautes ces dernières années, le profil des utilisateurs d'Internet s'est diversifié. Pour autant, l'âge du chef de famille, sa CSP et la composition du ménage (nombre de personnes hors chef de famille et leurs caractéristiques socio-économiques) continuent de jouer sur la décision d'avoir un accès Internet à domicile. Précisément, il est probable que les ménages internautes se caractérisent encore aujourd'hui par un niveau de capital humain et de revenu plus élevé que la moyenne des ménages français. De même, la présence d'enfants à l'intérieur du ménage devrait augmenter la probabilité d'un accès à Internet. A l'inverse, l'âge du chef de famille devrait jouer négativement sur l'adoption de l'Internet, les ménages les plus âgés étant généralement peu portés sur les TIC.

Par ailleurs, l'adoption d'Internet pourrait être positivement corrélée à la possession d'équipements électroniques et informatiques (lecteur DVD, Console de jeu vidéo, appareil photo numérique, téléphone portable, PDA ou agenda électronique, ordinateur portable). Un ménage est d'autant plus technophile qu'il possède des équipements de ce type. Pour ces ménages, dont le style de vie est très lié aux TIC (*wired lifestyle*), un accès Internet à domicile semble aller de soi. Les données de l'enquête vont nous permettre de tester cette hypothèse de complémentarité entre la demande d'accès à Internet et la demande en équipements informatiques et électroniques. En revanche, Internet pourrait entrer en concurrence avec d'autres loisirs ou usages, comme la télévision (abonnement à une télévision payante et lecteur DVD) ou les jeux vidéos. Par rapport à des contraintes budgétaire et temporelle, les ménages pourraient arbitrer entre s'abonner à Internet et s'abonner à des chaînes

---

<sup>16</sup> Cette enquête menée par l'institut technologique de Géorgie présentait toutefois un biais important puisque les répondants étaient tous des internautes ayant volontairement décidé de remplir un questionnaire en ligne.

<sup>17</sup> Il est à noter que la plupart de ces études ont été réalisées par des instituts privés (voir une liste de liens sur le site de l'ISOC, <http://www.isocfrance.org>). Il a fallu attendre 1997 pour disposer d'une première enquête publique, menée par que le bureau de statistique nationale américain (U.S. Census Bureau) (Newburger, 2001).

payantes ou acheter des jeux vidéo ou des films DVD. Il est donc possible de tester l'hypothèse d'une substituabilité entre différents loisirs basés sur des équipements TIC.

#### *Impact sur l'achat en ligne*

Les variables socio-économiques et de style de vie présentées précédemment peuvent aussi avoir une influence sur les pratiques d'achat sur Internet. Toutefois, deux études de Johnson et al. (1999a, 1999b) menées sur un panel de 9 000 utilisateurs (Wharton Virtual Test Market) ont montré que l'âge, le revenu, la CSP et le niveau d'éducation jouaient un rôle moins significatif sur l'achat en ligne que sur l'adoption de l'Internet. Ce résultat se vérifie-t-il dans le cas de la France ?

Concernant le style de vie, il est possible que les internautes technophiles aient une propension plus grande à acheter en ligne. En effet, l'offre d'équipements informatiques et électroniques est très large sur Internet et souvent intéressante en matière de prix. Selon une enquête de Benchmark Group (novembre 2001), 35 % des intentions d'achat en ligne pour Noël 2001 portaient sur des produits informatiques et 23% sur des produits électroniques grand public<sup>18</sup>.

Suivant la même logique, la probabilité d'acheter pourrait être plus grande chez les individus voyageant beaucoup (achat de billets de train et d'avions) ou ayant une forte consommation de biens culturels. Ces traits de consommation semblent plus correspondre à des individus jeunes, diplômés et de CSP élevées.

### ***La localisation***

#### *Impact sur l'adoption*

Si plusieurs rapports ont relevé l'effet de la localisation des ménages sur l'adoption d'Internet [par exemple Montagnier, Muller, Vickery, 2002 ; CEE, 2002 ; NTIA, 2002], peu d'études économétriques ont utilisé cette variable comme déterminant de l'adoption d'Internet (Goolsbee et Klenow, 2002). Pourtant, le fait d'habiter dans une zone urbaine ou dans une zone rurale n'est pas neutre. On pourrait par exemple concevoir que la propension à adopter Internet à domicile soit plus grande lorsque le ménage réside en zone rurale, loin d'une grande ville, Internet pouvant ainsi permettre de remédier à l'éloignement et aux déficits d'offre culturelle et d'informations. A l'inverse, les offres d'accès à Internet étant de meilleure qualité en zone urbaine qu'en zone rurale (câble, ADSL), on pourrait s'attendre à ce que la diffusion de l'Internet soit plus large dans les zones urbaines (l'offre stimulant la demande). Au final, l'impact de localisation sur l'adoption de l'Internet est ambigu et seule l'analyse économétrique permettra de départager les deux thèses.

#### *Impact sur l'achat en ligne*

Pour des internautes éloignés des centres urbains, Internet permet d'accéder à une offre de biens et de services non disponibles localement (agences de voyage, librairies

---

<sup>18</sup> Source : <http://www.journaldunet.com>. Par ailleurs, selon Heitzmann et Dayan (2003), l'informatique aurait représenté 14% des achats en valeur sur Internet pour l'année 2002, <http://www.men.minefi.gouv.fr/webmen/informations/tabord.html>.



spécialisées...). Il est donc possible que les internautes en zone rurale soient plus enclins à acheter sur Internet que les internautes urbains, une partie de ces achats en ligne venant se substituer à l'achat sur catalogue (VPC). C'est sur la base de cette conjecture que de nombreux distributeurs ont décidé d'ouvrir des sites de vente en ligne afin d'étendre leur zone de chalandise et de toucher une clientèle plus rurale.

### ***Le voisinage social ou l'entourage***

#### *Impact sur l'adoption*

Le choix de s'abonner à Internet ne dépend pas seulement de l'utilité intrinsèque des services auxquels donne accès Internet, mais dépend aussi des choix effectués dans l'entourage de l'individu. Comme tous les services présentant des externalités de réseau, la satisfaction retirée est une fonction croissante du nombre d'utilisateurs du service (Katz et Shapiro, 1985 ; Pénard, 2002). Ainsi, un téléphone portable, un fax ou un abonnement Internet apporteront d'autant plus de satisfaction individuelle que le nombre d'utilisateurs ou d'abonnés est important dans la population totale, mais surtout dans son voisinage social. Par voisinage social, on entend un voisinage d'interactions individuelles, c'est à dire un ensemble d'individus dont les comportements comptent pour le décideur (David, 1988). Un individu dont une grande partie de son entourage est connecté à Internet sera incité à son tour à s'abonner pour communiquer par courrier électronique ou échanger des fichiers.... Il pourra bénéficier aussi des conseils et expertises du voisinage pour apprendre plus rapidement. A l'inverse, un entourage social faiblement connecté à Internet peut constituer un frein à l'adoption. Derrière ces phénomènes de diffusion ou de non diffusion, on trouve des effets d'apprentissage observationnel (Manski, 2000) et d'externalités informationnelles (Bikchandani et al., 1992, Banerjee, 1992., McFadden et Train, 1996)<sup>19</sup>.

Goolsbee et Klenow (2002) proposent de tester ces effets sur la diffusion d'ordinateurs à domicile. Ils réussissent à montrer que la probabilité pour un ménage d'avoir un ordinateur dépend fortement du taux d'équipement informatique des ménages résidant dans la même ville. Notre échantillon est trop petit pour calculer l'équipement informatique par ville (Goolsbee et Klenow travaillaient sur 110 000 ménages). Néanmoins, nous avons considéré que la localisation (zone urbaine/rurale) pouvait être un indicateur du taux d'équipement en informatique et du taux de connexion Internet du voisinage local du ménage. En effet, les enquêtes montrent que la densité en équipement informatique et en connexion Internet est plus élevée en zone urbaine qu'en zone rurale [Montagnier, Muller, Vickery (2002) ; CEE (2002) ; N'TIA (2002)]<sup>20</sup>. Dès lors, une localisation urbaine devrait influencer positivement la décision de se connecter à Internet, via les effets de voisinage social (réduit ici à sa dimension géographique).

---

<sup>19</sup> Par exemple, Montgomery (2001) montre que la diffusion de la messagerie Hotmail s'explique beaucoup plus par l'insertion du message " *Get your free email at Hotmail* " à la fin de chaque courriel envoyé par un utilisateur d'Hotmail que par des campagnes de publicité massive.

<sup>20</sup> Le Rapport de la Commission Européenne (CEE, 2002) montre par exemple que le taux de connexion à Internet des ménages est en moyenne (pour l'Europe des 15) de 41 % en ville, 45 % en périphérie et de 35 % en zone rurale.

### *Impact sur l'achat en ligne*

Les effets de voisinage devraient aussi intervenir sur les pratiques d'achat en ligne. Un internaute dont l'entourage a une forte propension à acheter en ligne, pourrait être incité à son tour à acheter sur Internet. De fait, un tel voisinage permettrait de diminuer le risque perçu attaché au commerce électronique (si plusieurs personnes dans l'entourage annoncent qu'ils ont acheté en ligne et n'ont connu aucun problème, l'internaute sera beaucoup plus rassuré pour acheter en ligne)<sup>21</sup> et faciliterait l'apprentissage de cette pratique (conseil de l'entourage dans le choix des sites marchands, des types de biens, ...). On peut donc penser que la décision d'achat sur Internet repose en partie sur un mimétisme informationnel au sens de Orléan<sup>22</sup>, l'entourage permettant à l'internaute d'acquiescer de la confiance et de la connaissance.

Pour tester l'impact du réseau social sur la probabilité individuelle d'achat, nous disposons d'informations sur la part de personnes dans l'entourage qui achète en ligne. Statistiquement, on trouve une corrélation très positive entre les pratiques d'achat en ligne d'un individu et celles de son entourage. Ainsi parmi les internautes n'ayant aucun cyberconsommateur dans leur voisinage, seuls 10% ont déclaré acheter en ligne, alors que pour ceux ayant beaucoup de cyberconsommateurs dans leur voisinage, ils sont 59% à acheter en ligne (graphique 2)<sup>23</sup>. Les estimations économétriques devraient permettre de valider cette relation, en contrôlant les autres effets.

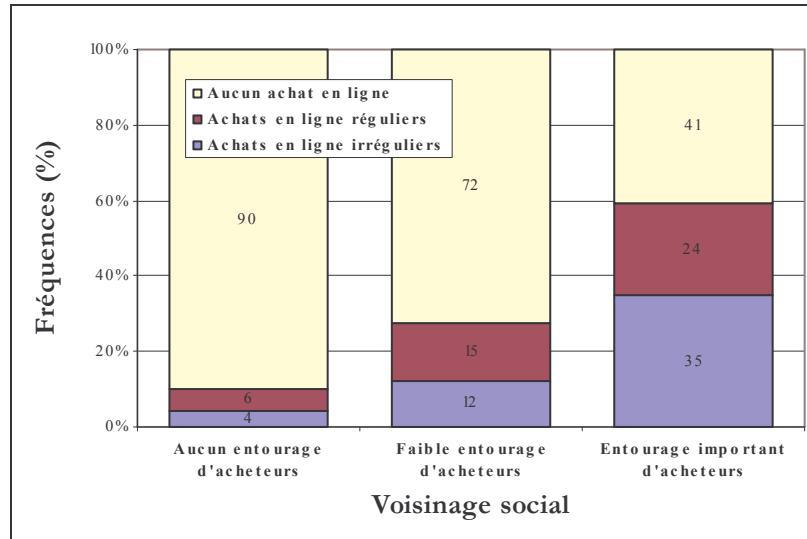
---

<sup>21</sup> Bounie et Bourreau (2004) soulignent que les principaux freins à la décision d'achat sur Internet portent sur la sécurité des modes de paiement et sur la réutilisation possible des données personnelles.

<sup>22</sup> Selon Orléan (1999), nous pouvons distinguer trois formes d'imitation : le " mimétisme normatif ", le " mimétisme informationnel " et le " mimétisme autoréférentiel ". Par mimétisme normatif, il faut entendre la conduite qui consiste à faire sien les comportements ou les croyances des autres dans le but de se faire admettre au sein d'un groupe, ou par peur des sanctions que ferait courir une attitude déviante. Le mimétisme informationnel consiste à imiter les autres parce qu'on les suppose mieux informés. Le mimétisme autoréférentiel s'intéresse à des situations sociales complexes dans lesquelles les individus cherchent à se rapprocher d'une opinion majoritaire qui n'est pas déterminée ex ante, l'exemple le plus classique nous étant donné par le fameux " concours de beauté " de Keynes.

<sup>23</sup> Pour les internautes ayant quelques cyberconsommateurs dans leur voisinage, ils sont 27% à acheter en ligne.

**Graphique 2 - Effet du voisinage social sur l'achat en ligne**



### ***L'expérience de navigation***

#### *Impact sur l'achat en ligne*

Selon Ward (2000) ou Moe et Fader (2003), la probabilité d'achat sur Internet devrait augmenter avec l'expérience de navigation des utilisateurs (ancienneté) et le temps passé chaque mois sur Internet. Différentes variables permettent de mesurer l'expérience et l'intensité de navigation de l'internaute. Tout d'abord, la qualité de connexion à Internet (ADSL) qui est très corrélée avec l'intensité d'usage de l'Internet. Les modalités de tarification des offres haut débit (forfait illimité) sont en effet particulièrement adaptées à une utilisation quotidienne de l'Internet. De plus, une connexion haut débit peut faciliter l'achat en ligne, en améliorant les conditions de transactions (rapidité, sécurité).

La fréquence d'utilisation d'un ordinateur chaque mois est aussi un moyen de mesurer le niveau d'expertise informatique de l'individu et son intensité de navigation sur Internet. Enfin, le fait d'avoir un rôle de conseiller dans le choix des sites de navigation ou dans le choix d'un fournisseur d'accès Internet, auprès de son entourage est le signe d'une certaine expertise ou expérience de l'Internet et de ses différents usages. Cette expérience devrait aller de pair avec une pratique de l'achat en ligne.

## **4. L'analyse des estimations économétriques**

Nous présentons dans un premier temps les estimations économétriques sur le choix de se connecter à Internet et dans un second temps les estimations sur le choix d'acheter en ligne. Pour chacun des modèles, nous testons différentes variantes qui permettent d'isoler les effets de style de vie, de localisation, de voisinage social et d'expérience.

### ***Le choix de se connecter à Internet***

Tout d'abord, nous estimons un premier modèle, appelé *modèle socio-économique*. Ce dernier comprend l'âge et la CSP du chef de famille, le niveau d'étude du répondant<sup>24</sup> et la composition du ménage.

[Insérer tableau 2]

On trouve que l'âge du chef de ménage joue négativement sur la probabilité d'adopter une connexion Internet à domicile. De la même manière, un ménage dont le chef de famille appartient à la catégorie "cadre et profession intellectuelle supérieure" a une probabilité plus élevée d'adopter Internet à domicile. Par ailleurs, le fait qu'un des membres du ménage ait un niveau d'étude supérieur au BAC, a un impact positif sur la décision de se connecter à domicile. On peut avancer comme explication qu'au sein du ménage, ce sont les individus les plus diplômés qui jouent un rôle moteur dans le choix d'adopter Internet. La présence d'enfants ou d'adolescents dans le ménage joue positivement, conformément à l'idée que les jeunes sont souvent demandeurs d'un accès Internet notamment pour des usages de communication ou de peer-to-peer (téléchargement de fichiers).

Au final, les estimations mettent en évidence plusieurs variables freins à l'adoption de l'Internet (ménage dont le chef de famille a plus de 65 ans ou exerce la profession d'ouvrier), sans pour autant dresser un profil socio-économique précis des ménages internautes. Par exemple, il n'existe pas de différence significative entre le comportement d'adoption d'un ménage dont le chef de famille a moins de 30 ans et celui dont le chef de famille a entre 45 et 65 ans.

Une deuxième modèle *style de vie* rend compte de l'existence de complémentarités assez fortes entre l'adoption d'Internet et la possession d'équipements TIC comme un appareil photo numérique, un lecteur DVD, un téléphone portable ou un PDA. Les ménages internautes sont donc très technophiles. Les estimations permettent par ailleurs de rejeter l'hypothèse d'une substituabilité entre l'Internet et les jeux vidéo ou la TV payante (aucun lien significatif). Enfin, une utilisation régulière d'Internet par un des membres du ménage augmente la probabilité d'avoir une connexion à domicile. On trouve ainsi une complémentarité entre usage de l'Internet au travail et à domicile, à l'image de l'enquête NTIA (2002) selon laquelle le taux d'accès Internet des foyers américains évolue de 34.8 % à 76.8 % lorsque l'un des membres du ménage utilise Internet au bureau.

Le troisième modèle estimé (le modèle de *localisation*) montre que les ménages urbains ont une probabilité plus élevée de s'abonner à Internet. Un ménage est donc, toute chose égale par ailleurs, moins amené à souscrire une offre d'accès Internet lorsqu'il habite en zone rurale, en dépit des avantages que peut apporter Internet pour ce type de ménage. Ce résultat peut être interprété sous l'angle des effets d'offre (plus grande disponibilité d'offre en zone urbaine), mais aussi sous l'angle des effets de voisinage.

---

<sup>24</sup> La personne qui répond à l'enquête n'est pas nécessairement le chef de famille. Mais nous avons décidé d'inclure le niveau d'étude du répondant, parce que cette variable apporte une information sur le niveau de capital humain au sein du ménage (même si cette information est partielle).

Le taux d'équipement en TIC et le taux de connexion Internet dans le voisinage local semblent influencer les choix d'accès à Internet, renforçant la fracture numérique existante entre les zones urbaines déjà bien connectées (influence positive sur le choix de s'abonner à Internet) et les zones rurales sous-connectées (influence négative).

### **Le choix d'acheter en ligne**

Nous avons procédé à une estimation du modèle d'achat en ligne sans correction du biais de sélection (tableau 3) et avec correction du biais (tableau 4).

[Insérer tableau 3 et tableau 4]

Nous constatons que le coefficient  $\rho$  (associé à l'inverse du ratio de Mill) est négatif et significatif, confirmant l'existence d'un biais de sélection. Le signe négatif  $\rho$  peut s'interpréter de la manière suivante : les caractéristiques inobservées qui influencent positivement la probabilité d'avoir une connexion Internet à domicile, jouent négativement sur la probabilité d'acheter en ligne. On constate par ailleurs que la correction du biais de sélection modifie la significativité de plusieurs variables explicatives (taille du ménage, profession, niveau d'étude du répondant, possession d'équipements TIC). Ce phénomène est particulièrement visible dans le modèle de base (le *modèle socio-économique*)<sup>25</sup>.

Ainsi, on obtient que sans correction du biais de sélection, la probabilité d'acheter en ligne augmente avec le niveau d'étude et la taille du ménage et est plus faible chez les ouvriers. Après correction du biais, ces variables ne deviennent plus significatives. Précisément, les individus peu diplômés ou exerçant une profession d'ouvriers ont la même probabilité d'acheter sur Internet que les plus diplômés. Par ailleurs, le fait d'être cadre ou d'exercer une profession intellectuelle supérieure (et dans une moindre mesure une profession intermédiaire) réduit la probabilité d'acheter sur Internet (avec et sans correction du biais). Ce résultat peut paraître surprenant à première vue. Néanmoins, certaines études ont montré que les internautes à faible revenu étaient très enclins à acheter en ligne (Allegrezza, Di Maria, 2003). Ceci permettrait d'expliquer pourquoi nous ne trouvons pas de relation positive entre le revenu (mesuré par la CSP) et la décision d'achat sur Internet<sup>26</sup>. Par ailleurs on peut aussi penser que les cadres utilisent Internet pour des usages d'abord professionnels (même à domicile) et qu'ils ont donc moins de temps à consacrer pour des usages privés d'Internet, notamment l'achat en ligne.

Enfin, on remarque après correction du biais que les 15-20 ans ont une probabilité plus faible d'acheter en ligne (sans doute lié à l'absence de carte bancaire pour un grand nombre d'entre eux). En revanche, au delà de 20 ans, l'âge ne joue plus. Il

---

<sup>25</sup> Dans ce modèle, nous ne prenons en compte que les caractéristiques socio-économiques du répondant, puisque le choix d'acheter sur Internet est une décision individuelle : au sein d'un même ménage internaute, certains membres peuvent décider d'acheter sur Internet et d'autres non.

<sup>26</sup> En revanche, il est probable que parmi les cyberconsommateurs, le revenu joue positivement sur le montant annuel des achats en ligne.

n'existe pas non plus de différences de comportements entre hommes et femmes, ni entre internautes urbains et ruraux (les incitations à acheter sur Internet ne sont donc pas plus fortes en zone rurale).

Nous avons ensuite estimé trois variantes. Le modèle *style de vie* sans correction du biais montre que la possession d'un lecteur DVD ou d'un appareil photo numérique a une influence positive sur l'achat en ligne. Toutefois après correction du biais, ces deux produits électroniques, parmi les plus vendus sur Internet au moment de l'enquête rappelés-le, n'ont plus d'effets d'entraînement sur les pratiques d'achat des internautes.

Le modèle *voisinage social* permet de mesurer l'impact de l'entourage sur les comportements d'achats en ligne. Les estimations montrent que la probabilité d'achat d'un internaute est d'autant plus élevée que ce dernier est "entouré" d'autres internautes, eux-mêmes acheteurs. Cette relation est par ailleurs très significative et robuste, quelles que soient les spécifications du modèle (avec et sans correction du biais). Une partie des comportements d'achats en ligne suivraient donc une logique de diffusion de proche en proche, par effet de contagion sociale.

Enfin, le modèle *expérience de l'Internaute*, montre qu'un usage quotidien de l'Internet joue positivement sur la probabilité d'acheter en ligne, confirmant les résultats obtenus sur enquêtes américaines (Ward, 2000 ; Fader et Hardie, 2001 ; Johnson et al., 2002 ; Moe et Fader, 2003). De même, les internautes qui ont l'habitude de conseiller leur entourage pour le choix du fournisseur d'accès, ont une propension plus grande à acheter sur Internet.

Le tableau 4 synthétise les principaux résultats des modèles estimés.



**Tableau 4 : Les déterminants d'une connexion à domicile et de l'achat en ligne**

FACTEURS	CONNEXION INTERNET A DOMICILE	ACHAT EN LIGNE
<b>STIMULANTS</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Ménage avec enfants</li> <li>• Chef de famille cadre ou profession intellectuelle supérieure</li> <li>• Habitant en zone urbaine</li> <li>• Possession d'un téléphone portable, d'un PDA, d'un appareil photo numérique</li> <li>• Au moins un membre de la famille utilise régulièrement Internet sur son lieu de travail</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• L'entourage achète aussi sur Internet</li> <li>• Utilisateur expérimenté de l'informatique et d'Internet</li> </ul>
<b>FREINS</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Chef de famille ayant plus de 65 ans</li> <li>• Chef de famille ouvrier</li> <li>• Niveau d'étude inférieur au Bac</li> <li>• Habitant en zone rurale</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• L'entourage n'achète pas sur Internet</li> <li>• Cadre ou profession intellectuelle supérieure</li> <li>• Moins de 20 ans</li> </ul>
<b>NEUTRES</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Possession d'une console de jeu vidéo</li> <li>• Abonnement à une chaîne payante</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Sexe</li> <li>• Localisation</li> <li>• Possession d'autres équipements TIC</li> <li>• Qualité de la connexion Internet (haut débit ou bas débit)</li> </ul>

Au final, cette enquête met bien en évidence l'existence de fractures numériques sur l'accès à Internet (existence de freins géographiques et socio-économiques), mais aussi sur les usages. Cette dernière fracture est appelée dans la littérature la fracture numérique de second niveau. Elle est moins liée aux caractéristiques socio-économiques des internautes (âge, revenu, localisation), qu'à leur capacité cognitive à utiliser Internet (c'est à dire à leur capital intellectuel et capital social) (Hargittai, 2002, DiMaggio et al., 2004). Cette fracture est bien visible dans les pratiques d'achat en ligne qui dépendent, comme nous l'avons vu, à la fois de l'expérience de l'internaute et de son voisinage social.

On peut s'interroger sur les conséquences de cette fracture cognitive, notamment les risques de ségrégation sociale qu'elle peut induire (Schelling, 1971). Pour ne prendre que les usages marchands, la prégnance des effets de voisinage peut accélérer la diffusion de l'achat en ligne dans un espace social, dès lors qu'il existe un nombre significatif de pionniers (des individus qui vont expérimenter avant les autres l'achat en ligne), mais elle peut aussi constituer un obstacle à la diffusion de cette pratique dans les espaces sociaux où il n'existe guère de pionniers (par effet de mimétisme, personne ne sera incité à acheter en ligne et ces espaces seront complètement fermés au commerce électronique). Le risque de voir émerger des espaces ségrégués sur Internet est donc un scénario plausible : cette géographie des usages (de second niveau) étant elle-même alimentée par l'auto-renforcement des (non) pratiques.

## 5. Conclusion

Cette première étude sur données bretonnes a permis de dégager un résultat intéressant, à savoir que les déterminants d'une connexion Internet à domicile sont très différents des déterminants de l'achat en ligne. Par ailleurs, la plupart de ces déterminants sont proches de ceux mis en évidence dans les études américaines récentes. De ce point de vue, il n'existe pas une spécificité bretonne ou française dans les comportements Internet, par rapport aux Etats-Unis.

Ces résultats suscitent plusieurs réflexions en matière de politiques publiques. Ces dernières, comme le plan eEurope 2005, se focalisent trop souvent sur l'accès à Internet<sup>27</sup>, l'idée étant que les usages suivront. De la même manière, on ne peut que s'associer aux mises en garde formulées par Amable et alii (2004) concernant la relative complexité qui accompagne certaines transactions électroniques sur l'Internet. Le réseau ne serait pas, loin s'en faut, un grand « égalisateur » favorisant l'accès pour tous, et en tout point de l'espace, à de nouvelles opportunités. La diffusion des usages sur Internet ne pourra donc pas se faire sans des politiques d'accompagnement plus ciblées. Nous avons vu en particulier que la nature du voisinage social ou l'encastrement social de l'internaute jouait un rôle clé, via des effets de confiance et d'apprentissage. Les pouvoirs publics pourraient donc cibler leurs actions sur ceux qui ont peu ou pas d'internautes dans leur voisinage. On pense d'abord à des politiques de formation et d'information vers les populations dépourvues d'Internet. Mais, ces politiques publiques pourraient aussi s'adresser aux internautes isolés qui faute d'informations, sous-utilisent Internet et peuvent en être déçus. En outre, les pouvoirs publics devraient promouvoir la production d'information "publique" sur les usages possibles d'Internet. En matière d'usage marchand, ils pourraient aussi encourager la certification des sites de vente en ligne ou mieux informer les internautes sur les droits et les garanties en cas de paiement en ligne.

Cette étude présente plusieurs limites tenant à la nature des données. Tout d'abord, pour le modèle d'adoption, il aurait été bien de disposer d'informations sur les différents membres du ménage (CSP du conjoint, niveau d'étude de l'ensemble des membres du ménage en dehors du répondant), pour mesurer plus précisément le niveau de capital humain dans le ménage. Par ailleurs, on peut regretter l'absence de questions relatives aux comportements d'adoption de l'Internet dans l'entourage du ménage. Il aurait été intéressant de tester l'influence du voisinage social dans les choix de connexion à domicile<sup>28</sup>. On peut en effet penser qu'une des motivations de s'abonner à Internet est la communication avec son entourage (ami, famille) : échanges de mail, de fichiers ou de photos. Une nouvelle enquête "Ménage et usage de l'Internet en Bretagne" en décembre 2003 s'attachera à combler ces lacunes, en intégrant des

---

<sup>27</sup> Du niveau européen avec le plan d'action e-Europe 2005 ([http://europa.eu.int/information\\_society/eeurope/2005/index\\_en.htm](http://europa.eu.int/information_society/eeurope/2005/index_en.htm)), au niveau régional avec par exemple le programme Cyber-communes en région Bretagne, qui consiste à financer des points d'accès public à l'Internet.

<sup>28</sup> Ceci nous aurait aussi permis de mieux contrôler les éventuels biais de sélection liés au voisinage et de renforcer la robustesse des résultats sur le modèle d'achat en ligne.

questions plus précises sur la composition du ménage; la capacité à utiliser Internet et le voisinage social.

Par ailleurs, un des points insuffisamment traités porte sur le lien entre l'usage de l'Internet sur le lieu de travail et au domicile. Nous avons vu que l'utilisation régulière d'Internet au travail augmentait la probabilité de s'abonner à domicile. Cette complémentarité est un résultat habituel dans ce type d'enquête : une des motivations de l'abonnement Internet à domicile est de pouvoir continuer à être en contact avec son entreprise. Mais ce résultat masque sans doute des effets de substitution parmi ceux qui utilisent régulièrement Internet au travail. Une analyse plus fine permettrait sans doute de distinguer deux profils d'utilisateurs. D'un côté les internautes "nomades", caractérisés par une utilisation conjointe de l'Internet au travail et d'équipements nomades (téléphone portables, PDA ou portable), pour lesquels une connexion à domicile s'impose. De l'autre, les internautes "fixes", qui n'ont pas besoin d'une connexion Internet à domicile pour leur travail et qui pourrait donc se contenter pour leurs usages privés de leur accès Internet sur leur lieu de travail.

## Références :

- ALLEGREZZA S., DI MARIA C.H., (2003) ' Utilisation et utilisateurs de l'Internet au Grand Duché de Luxembourg : à la recherche des facteurs déterminants', Rapport [IC@RE](#), STATEC.
- AMABLE B., ASKENAZY P., GOLDSTEIN A., O'CONNOR D., (2004), "Internet : The elusive quest of a frictionless economy", in ICT Revolution – Productivity differences and the digital divide, Cohen D., Garibaldi P., Scarpetta S., (eds), Londres, Oxford University Press.
- ARTHUR B., (1989), ' Competing technologies, increasing returns and lock-in by historical events', *The Economic Journal*, 99, pp. 116-131.
- BANERJEE AV., (1992), 'A simple model of herd behaviour', *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 797-818.
- BAYE, M., MORGAN, J., SCHOLTEN, P, (2003), 'Price dispersion in the small and in the large: evidence from an Internet price comparison site', *Journal of Industrial Economics*, Forthcoming.
- BIKCHANDANI S., HIRSHLEIFER D., WELCH I., [1992], " A theory of fads, fashion, custom and cultural change as informational cascades ", *Journal of Political Economy*, 100, pp. 992-1026.
- BOUNIE D., BOURREAU M. (2004) "Sécurité des paiements et développement du commerce électronique", Document de travail ENST.

- BREEN, R., (1996), 'Regression models. Censored, sample selected, or truncated data', *Quantitative Applications in the Social Sciences*, Sage University Paper, n° 111, 88 p.
- BRYNJOLFSSON, E., SMITH, M. D., (2000) 'Frictionless commerce ? A comparison of Internet and conventional retailers', *Management Science*, April, Vol 26, n° 4, pp. 563-585.
- CEE, (2002), 'Internet and the public at large', Report, Flash Eurobaromètre, 125, May/June, 52 p.
- CLAY, K., KRISHNAN, R., WOLFF, E., (2001), 'Prices and price dispersion on the Web : evidence from the online book industry', *The Journal of Industrial Economics*, Vol. XLIX, n°4, pp. 521-539.
- DALLE J. M., JULLIEN N., (2003), 'Libre software : turning fads into institutions ?', *Research Policy*, 1, pp. 1-11.
- DAVID. P., (1988), 'Putting the past into the future of economics', *Technical Report 533*, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University.
- DIMAGGIO, P., HARGITTAI, E., CELESTE, C., SHAFER, S., (2004), 'From Unequal Access to Differentiated Use: A Literature Review and Agenda for Research on Digital Inequality', in *Social Inequality*, Kathryn Neckerman (Eds), New York: Russell Sage Foundation.
- FADER, P. S., HARDIE, B. G. S., (2001), 'Forecasting repeat sales at CDNOW: a case study', *Interfaces*, Vol. 31, May-June, Part 2 of 2, pp. 94-107.
- GOOLSBEE, A., KLENOW P., (2002) 'Evidence on learning and network externalities in the diffusion of home computers', *Journal of Law & Economics*, Vol. 45, Issue 2, pp. 317-343
- GOOLSBEE, A., ZITTRAIN, J., (1999), 'Evaluating the costs and benefits of taxing Internet commerce', *National Tax Journal*, 52(3), September, pp. 413-428.
- HARGITTAI, E., (2002), 'Second-Level digital divide. Differences in people's online skills', *First Monday*, Peer-Reviewed Journal on the Internet, [http://www.firstmonday.dk/issues/issue7\\_4/hargittai/](http://www.firstmonday.dk/issues/issue7_4/hargittai/)
- HECKMAN, J. J., (1976), 'The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models', *The Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5, pp. 475-492.
- HECKMAN, J. J., (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica*, Vol. 47, N° 1, January, pp. 153-161.

- HEITZMANN, R., DAYAN, M., (2003), 'Mise à jour du tableau de bord du commerce électronique', *Rapport*, Mission pour l'économie numérique, Ministère délégué à l'industrie, DiGITIP, Mai, 89 p.
- HOFFMAN, D. L., KALSBECK, W. D., NOVAK, T. P., (1996), 'Internet and Web Use in the United States: Baselines for Commercial Development', eLab Research Manuscripts.
- HOMENET PROJECT, (1995), Carnegie Mellon University, <http://homenet.andrew.cmu.edu/progress>
- HUBERMAN, B. A., PIROLI, P. L. T., PITKOW, J. E., LUKOSE, R. M., (1997), 'Strong regularities in the World Wide Web surfing', *Science*, April 3, Vol 280, n° 5360, pp. 95-97.
- JOHNSON, E. J., BELLMAN, S., LOHSE G. L., (2002) 'Cognitive lock-in and power law of practice', Working Paper, Columbia Business School, Columbia University.
- JOHNSON, E. J., BELLMAN, S., LOHSE, G. L., (1999a), 'Consumer buying behavior on the Internet: findings from panel data', *Wharton Forum on Electronic Commerce*, Working Paper.
- JOHNSON, E. J., BELLMAN, S., LOHSE, G. L., (1999b), 'Predictors of online buying, findings from the Wharton Virtual Test Market (WVTM)', *Communication of ACM*, 42(12).
- JOHNSON, E. J., MOE, W., FADER, P. S., BELLMAN, S., LOHSE, J., (2003), 'On the depth and dynamics of online search behavior', revising for 4<sup>th</sup> review at Management Science.
- KATZ, M., SHAPIRO, C., (1985) 'Network Externalities, Competition, and Compatibility', *American Economic Review*, June, 75, N°3, pp. 424-440.
- LARRIBEAU S., PENARD T. (2003) " Que peut-on dire des stratégies tarifaires sur Internet ? Une étude économétrique sur la vente en ligne de CD en France", *Systèmes d'information et management*, N°3., à paraître.
- LARRIBEAU, S., PENARD, T., (2002), 'Le commerce électronique en France : un essai de mesure sur le marché des CD', *Economie et Statistique*, n°355-356, pp. 27-46.
- LE GUEL, F., (2002), 'Comportements de navigation et usages sur Internet', in M. Basle et T. Pénard (Eds) *eEurope : la société européenne de l'information en 2010*, Economica, pp. 155-181.
- MADDALA, G. S., (1983), 'Limited-dependent and qualitative variables in econometrics', *Econometric Society Monographs*, N° 3, Cambridge, Cambridge University Press, 401 p.
- MANSKI C., (2000), "Economic analysis of social interactions", *Journal of Economic Perspectives*, 3, pp. 115-136.

- MCFADDEN, D., (2001), 'Economic Choices', Nobel Lecture, December 2000, *American Economic Review*, Vol. 91, N° 3, June, pp. 351-378.
- MCFADDEN, D. L., TRAIN, K. E., (1996), 'Consumer's evaluation of new products: learning from self and others', *Journal of Political Economy*, Vol. 104, N° 4, pp. 683-703.
- MOE, W., FADER, P. S., (2003), 'Dynamic conversion behavior at e-commerce sites', Under review at *Management Science*, March, Philadelphia, PA: Department of Marketing, The Wharton School, University of Pennsylvania.
- MONTAGNIER, P., MULLER, E., VICKERY, G., (2002), 'The digital divide : diffusion and use of ICTs', *OECD Paper*, 77 p.
- MONTGOMERY, A., (2001), 'Applying quantitative marketing techniques to the Internet', *Interfaces*, Vol 30, N° 2, March-April), pp. 90-108.
- NEWBURGER, E. C., (2001), 'Home computers and Internet use in the United States', US Census Bureau, Current Population Reports, US Department of Commerce, September issue.
- NTIA., National Telecommunications and Information Administration., (2002), 'A nation online: how Americans are expanding their use of the Internet', *U.S. Department of Commerce Report*, February, 98 p.
- ORLEAN, A., (1992), 'Le rôle des influences interpersonnelles dans le fonctionnement des marchés financiers', *Revue Economique*, 41, pp. 839-868.
- PENARD, T. (2002) "Stratégies et concurrence dans la Net-Economie" in M. Basle et T. Pénard (Eds) *eEurope : la société européenne de l'information en 2010*, Economica, pp. 13-49.
- PITKOW, J., KEHOE, C. , ROGERS, J., (1998), 'GVU's Ninth WWW User Survey Report', Atlanta, GA, Office of Technology Licensing, Georgia Tech Research Corporation.
- PLOURABOUE, F., STEYER, A., ZIMMERMANN, J.B. (1998), 'Learning induced criticality in consumers adoption pattern : a neural network approach', *Economics of Innovation and New Technology*, 6, pp. 73-90.
- SHELLING T., (1971), « Dynamic models of segregation », *Journal of Mathematical Sociology*, 1, pp. 143-186.
- SMITH, M. D., BRYNJOLFSSON, E., (2001), "Consumer Decision-making at an Internet Shopbots", *Journal of Industrial Economics*, Vol. 49, December, N° 4. pp. 541-558.
- SUIRE, R., (2002), 'Réseaux sociaux et géographie économique', Thèse de l'Université de Rennes 1.
- SUIRE, R., (2003), 'Stratégies de localisation des firmes TIC : du cyber district au district lisière ', *Géographie, Économie et Société*, 5, p379-397.



- VAN DE VEN, W., VAN PRAAG, B., (1981), 'The demand for deductibles in private health insurance : a Probit model with sample selection', *Journal of Econometrics*, Vol. 17, pp. 229-252.
- WARD, R. M., LEE, J. M., (2000), 'Internet shopping, consumer search and product branding', *Journal of product and brand management*, Vol 9, n° 1, pp. 6-20.
- WARD, R. M., (2000), 'On forecasting the demand for e-commerce', *Working Paper*, University of Illinois, Urbana-Champaign, June.

Tableau 2 : MODELE D'ADOPTION<sup>29</sup>

Variables explicatives et variables de références	Descriptif	M1 Modèle de base socio-économique	M2 Style de vie	M3 Localisation	M4 Modèle général
Tranche d'âge du chef de famille	15-29 ans	0,829*** (5,56)	0,622*** (3,93)	0,835*** (5,59)	0,632*** (3,99)
	30-44 ans	0,792*** (5,34)	0,645*** (4,11)	0,783*** (5,58)	0,643*** (4,10)
	45-59 ans	0,824*** (5,87)	0,705*** (4,72)	0,808*** (5,74)	0,695*** (4,65)
	60-64 ans	0,777*** (5,06)	0,644*** (3,95)	0,768*** (5,00)	0,639*** (3,92)
CSP du chef de famille	Agriculteurs, exploitants	-0,264 (-1,39)	-0,221 (-1,14)	-0,171 (-0,89)	-0,156 (-0,79)
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	-0,058 (-0,35)	-0,154 (-0,90)	-0,053 (-0,32)	-0,148 (-0,86)
	Cadres, professions intellectuelles supérieures	0,526*** (3,76)	0,366** (2,48)	0,513*** (3,66)	0,360** (2,44)
	Professions intermédiaires	0,147 (1,13)	0,077 (0,57)	0,161 (1,23)	0,089 (0,66)
	Employés	0,068 (0,57)	0,041 (0,33)	0,063 (0,53)	0,040 (0,33)
	Ouvriers	-0,243* (-1,95)	-0,265** (-2,04)	-0,223* (-1,79)	-0,247* (-1,90)
Niveau d'étude du répondant	Niveau Bac	0,511*** (6,22)	0,438*** (5,13)	0,498*** (6,03)	0,428*** (5,00)
	Bac+1/Bac+2	0,664*** (6,57)	0,552*** (5,24)	0,646*** (6,37)	0,540*** (5,12)
	Bac+3/Bac+4	0,879*** (7,22)	0,810*** (6,39)	0,859*** (7,04)	0,796*** (6,27)
	Bac+5/Bac+6 ou plus	0,955*** (6,62)	0,918*** (6,06)	0,928*** (6,40)	0,897*** (5,91)
Composition du ménage	Nombre d'individus dans le ménage	0,109*** (4,08)	0,110*** (3,89)	0,116*** (4,32)	0,116*** (4,07)
<b>LOCALISATION - VOISINAGE SOCIAL</b>					
Localisation	Ville ou périphérie	...	...	0,206*** (3,06)	0,144** (2,05)
<b>STYLE DE VIE</b>					
DVD	Possession d'un DVD	...	0,287*** (3,58)	...	0,281*** (3,50)
Console de jeu	Possession d'une console de jeu non portable	...	-0,060 (-0,74)	...	-0,073 (-0,91)
TV payante	Abonnement à une chaîne de TV payante	...	0,086 (1,20)	...	0,089 (1,24)
Télétexte	Possession d'un téléviseur avec télétexte	...	0,125* (1,79)	...	0,128* (1,82)
Appareil photo numérique	Possession d'un appareil photo numérique	...	0,714*** (5,94)	...	0,706*** (5,85)
Téléphone portable	Dispose d'un ou plusieurs téléphones portables	...	0,533*** (7,01)	...	0,527*** (6,91)
PDA	Dispose d'un PDA	...	0,437** (2,11)	...	0,415** (2,00)
Internet au travail	Utilise régulièrement Internet au travail	...	0,206* (1,77)	...	0,205* (1,76)
Constante		-1,913*** (-17,32)	-2,312*** (-18,06)	-2,041*** (-17,15)	-2,387*** (-17,67)
Pourcentage de prévisions correctes	% de ménages connectés ayant une probabilité estimée de se connecter > à 0,5 + % de ménages non connectés ayant une probabilité estimée de se connecter < à 0,5	74,80 %	77,63 %	75,45 %	78,04 %
Log de vraisemblance	LL	-997,533	-926,009	-992,848	-923,911

[.] : nom des variables

... : la variable n'est pas utilisée dans le modèle économétrique

Entre parenthèses, figure la statistique de Wald

\*\*\* : significatif à moins de 1 %

\*\* : significatif à moins de 5 %

\* : significatif à moins de 10 %

<sup>29</sup> Pour ne pas alourdir le tableau, nous n'avons pas présenté les tests d'ajustement des coefficients. Ces derniers sont tous positifs. Le test du Khi2 et le critère d'information d'Akaike (AIC) révèlent que les variables testées offrent un apport explicatif qu'on ne peut rejeter.

**Tableau 3 : MODELE D'ACHATS EN LIGNE SANS CORRECTION DU BIAIS DE SELECTION DE L'ECHANTILLON**

Variables explicatives	Descriptif	M1 Modèle de base socio-économique	M2 Style de vie	M3 Voisinage social	M4 Expérience	M5 Modèle général
<b>Sexe</b>	Homme	0,139 (1,10)	0,063 (0,48)	0,167 (1,26)	-0,047 (-0,35)	-0,048 (-0,34)
<b>Tranche d'âge du répondant</b>	15-19 ans	-0,268 (-0,71)	-0,175 (-0,44)	-0,216 (-0,56)	-0,325 (-0,82)	-0,158 (-0,37)
	20-29 ans	0,460 (1,35)	0,511 (1,43)	0,403 (1,14)	0,209 (0,58)	0,286 (0,74)
	30-44 ans	0,531 (1,55)	0,531 (1,48)	0,532 (1,50)	0,288 (0,80)	0,362 (0,94)
	45-59 ans	0,107 (0,32)	0,069 (0,20)	0,087 (0,25)	0,021 (0,06)	0,003 (0,01)
	60-64 ans	0,200 (0,49)	0,208 (0,50)	0,070 (0,17)	0,127 (0,30)	0,04 (0,09)
<b>CSP du répondant</b>	Agriculteurs, exploitants	-0,445 (-0,97)	-0,216 (-0,48)	-0,242 (-0,52)	-0,022 (-0,05)	0,323 (0,67)
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	-0,024 (-0,08)	-0,002 (-0,01)	-0,147 (-0,47)	0,140 (0,46)	0,050 (0,15)
	Cadres, professions intellectuelles supérieures	-0,413* (-1,88)	-0,465** (-2,05)	-0,568** (-2,48)	-0,468** (-2,08)	-0,635*** (-2,66)
	Professions intermédiaires	-0,309 (-1,62)	-0,247 (-1,24)	-0,275 (-1,40)	-0,247 (-1,27)	-0,138 (-0,66)
	Employés	0,034 (0,18)	0,137 (0,70)	0,003 (0,02)	0,045 (0,23)	0,139 (0,67)
	Ouvriers	-0,530** (-2,07)	-0,503* (-1,89)	-0,552** (-2,05)	-0,412 (-1,54)	-0,398 (-1,40)
<b>Niveau d'étude</b>	Niveau d'étude supérieur au BAC	0,412*** (2,72)	0,393** (2,52)	0,283* (1,78)	0,371** (2,34)	0,234 (1,38)
<b>Composition du ménage</b>	Nombre d'individus dans le ménage	0,080* (1,73)	0,083* (1,74)	0,043 (0,89)	0,097** (2,01)	0,064 (1,24)
<b>Localisation</b>	Ville ou périphérie	0,169 (1,33)	0,102 (0,78)	0,142 (1,08)	0,089 (0,66)	0,045 (0,32)
<b>EXPERIENCE – EXPERTISE</b>						
<b>Type d'accès Internet</b>	Connexion haut-débit	...	...	...	0,128 (0,71)	0,036 (0,19)
<b>Fréquence d'utilisation de l'ordinateur</b>	Utilisation hebdomadaire de l'ordinateur	...	...	...	0,690*** (2,66)	0,571** (2,08)
	Utilisation mensuelle de l'ordinateur	...	...	...	0,308 (0,95)	0,219 (0,64)
<b>Conseils sur les sites Web</b>	Le répondant a promulgué des conseils concernant un site Internet	...	...	...	0,227 (1,55)	0,201 (1,29)
<b>Conseils sur les FAI</b>	Le répondant a promulgué des conseils concernant un FAI	...	...	...	0,363** (2,33)	0,239 (1,43)
<b>STYLE DE VIE</b>						
<b>DVD</b>	Possession d'un DVD ou d'un système 'home cinema'	...	0,313** (2,36)	...	...	0,248* (1,76)
<b>Console de jeu</b>	Possession d'une console de jeu non portable	...	-0,206 (-1,48)	...	...	-0,282* (-1,89)
<b>TV payante</b>	Abonnement à une chaîne de TV payante	...	0,032 (0,25)	...	...	0,087 (0,64)
<b>Télétexte</b>	Possession d'un téléviseur avec télétexte	...	0,227* (1,79)	...	...	0,265** (1,97)
<b>Appareil photo numérique</b>	Possession d'un appareil photo numérique	...	0,564*** (3,59)	...	...	0,456*** (2,70)
<b>Téléphone portable</b>	Dispose d'un ou plusieurs téléphones portables	...	0,277 (1,61)	...	...	0,224 (1,22)
<b>PDA</b>	Dispose d'un PDA	...	0,107 (0,38)	...	...	0,031 (0,10)
<b>Ordinateur portable</b>	Possède un ordinateur portable récent (moins de 4 an)	...	0,235 (0,88)	...	...	0,373 (1,33)
<b>VOISINAGE - INTERACTIONS LOCALES</b>						
<b>Voisinage</b>	Quelques individus dans l'entourage du répondant ont effectué des achats en ligne	...	...	0,590*** (4,37)	...	0,470*** (3,24)
<b>Pentourage du répondant n'a effectué d'achat en ligne</b>	Une part significative de l'entourage du répondant a effectué des achats en ligne	...	...	1,22*** (6,30)	...	1,102*** (5,30)
<b>Constante</b>		-1,773*** (-4,41)	-2,175*** (-4,97)	-1,950*** (-4,60)	-2,151*** (-4,54)	-2,613*** (-4,99)
<b>Log de vraisemblance</b>	<i>Log(L)</i>	-297,301	-281,661	-274,252	-281,701	-252,766

(.) : statistique de Wald      \*\*\* : significatif à moins de 1 %, \*\* : significatif à moins de 5 %, \* : significatif à moins de 10 %    ... : variable non utilisée

Tableau 4 : MODELE D'ACHATS EN LIGNE AVEC CORRECTION DU BIAIS

Variables explicatives	Descriptif	M1 Modèle de base socio-économique	M2 Style de vie	M3 Voisinage social	M4 Expérience	M5 Modèle général
Sexe	Homme	0,092 (0,96)	0,071 (0,65)	0,105 (1,00)	-0,045 (-0,45)	-0,029 (-0,25)
Tranche d'âge du répondant  Variable de référence : avoir 65 ans ou plus	15-19 ans	-0,559** (-2,02)	-0,470 (-1,40)	-0,536* (-1,81)	-0,577** (-2,03)	-0,477 (-1,38)
	20-29 ans	-0,096 (-0,37)	0,056 (0,16)	-0,119 (-0,42)	-0,261 (-0,97)	-0,153 (-0,45)
	30-44 ans	-0,054 (-0,20)	0,077 (0,22)	-0,041 (-0,15)	-0,209 (-0,77)	-0,088 (-0,25)
	45-59 ans	-0,388 (-1,50)	-0,311 (-0,98)	-0,391 (-0,42)	-0,424 (-1,60)	-0,374 (-1,17)
	60-64 ans	-0,247 (-0,81)	0,123 (0,34)	-0,336 (-1,03)	-0,264 (-0,85)	-0,269 (-0,73)
CSP du répondant  Variable de référence : ne pas avoir d'activité professionnelle	Agriculteurs, exploitants	0,018 (0,06)	0,009 (0,03)	0,109 (0,31)	0,319 (0,92)	0,438 (1,13)
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	0,048 (0,21)	0,080 (0,30)	-0,043 (-0,17)	0,159 (0,67)	0,119 (0,42)
	Cadres, professions intellectuelles supérieures	-0,489*** (-2,75)	-0,508** (-2,57)	-0,599*** (-3,16)	-0,528*** (-2,94)	-0,647*** (-3,13)
	Professions intermédiaires	-0,262* (-1,70)	-0,271 (-1,58)	-0,239 (-1,49)	-0,223 (-1,44)	-0,191 (-1,09)
	Employés	0,093 (0,64)	0,138 (0,83)	0,072 (0,47)	0,091 (0,61)	0,129 (0,74)
	Ouvriers	-0,189 (-0,94)	-0,256 (-1,02)	-0,210 (-0,96)	-0,094 (-0,46)	-0,140 (-0,55)
Niveau d'étude	Niveau d'étude supérieur au BAC	-0,064 (-0,47)	0,035 (0,18)	-0,129 (-0,90)	-0,101 (-0,73)	-0,115 (-0,63)
Composition du ménage	Nombre d'individus dans le ménage	-0,019 (-0,49)	0,009 (0,19)	0,040 (-0,96)	-0,012 (0,30)	-0,011 (-0,21)
Localisation	Ville ou périphérie	-0,024 (-0,23)	-0,0004 (-0,00)	-0,031 (-0,28)	-0,074 (-0,68)	-0,049 (-0,41)
<b>EXPERIENCE - EXPERTISE</b>						
Type d'accès Internet	Connexion haut-débit	...	...	...	0,029 (1,21)	0,001 (0,01)
Fréquence d'utilisation de l'ordinateur	Utilisation hebdomadaire de l'ordinateur	...	...	...	0,443** (2,33)	0,434* (1,89)
	Utilisation mensuelle de l'ordinateur	...	...	...	0,193 (0,84)	0,168 (0,62)
Conseils sur les sites Web	Le répondant a promulgué des conseils concernant un site Internet	...	...	...	0,160 (1,45)	0,169 (1,30)
Conseils sur les FAI	Le répondant a promulgué des conseils concernant un FAI	...	...	...	0,301** (2,52)	0,213 (1,54)
<b>STYLE DE VIE</b>						
DVD	Possession d'un DVD ou d'un système 'home cinema'	...	0,156 (1,15)	...	...	0,096 (0,72)
Console de jeu	Possession d'une console de jeu non portable	...	-0,149 (-1,18)	...	...	-0,200 (-1,48)
TV payante	Abonnement à une chaîne de TV payante	...	-0,015 (-0,13)	...	...	0,030 (0,26)
Télétexte	Possession d'un téléviseur avec télétexte	...	0,138 (1,17)	...	...	0,157 (1,27)
Appareil photo numérique	Possession d'un appareil photo numérique	...	0,198 (0,95)	...	...	0,089 (0,44)
Téléphone portable	Dispose d'un ou plusieurs téléphones portables	...	-0,017 (-0,09)	...	...	-0,084 (-0,46)
PDA	Dispose d'un PDA	...	-0,099 (-0,37)	...	...	-0,161 (-0,59)
Ordinateur portable	Possède un ordinateur portable récent (moins d'un an)	...	0,207 (0,91)	...	...	0,320 (1,36)
<b>VOISINAGE - INTERACTIONS SOCIALES</b>						
Voisinage Variable de référence : aucun individu dans l'entourage du répondant n'a effectué d'achat en ligne	Quelques individus dans l'entourage du répondant ont effectué des achats en ligne	...	...	0,427*** (3,83)	...	0,382*** (2,94)
	Une part significative de l'entourage du répondant a effectué des achats en ligne	...	...	0,900*** (5,15)	...	0,902*** (4,14)
<b>RATIO DE MILL</b>						
Corrélation des erreurs entre adoption et achat	$\hat{\rho}$	-0,800*** (-5,52)	-0,673** (-2,30)	-0,771*** (-5,00)	-0,815*** (-5,15)	-0,709** (-2,43)
Constante		0,370 (0,92)	-0,149 (-0,18)	0,162 (0,36)	0,171 (0,37)	-0,336 (-0,37)
Pourcentage de prévisions correctes	% d'acheteurs en ligne ayant une probabilité estimée d'achat > à 0,5 + % de non acheteurs en ligne ayant une probabilité estimée d'achat < à 0,5	48,11 %	64,21 %	59,93 %	53,08 %	69,52 %
Log de vraisemblance	<i>LL</i>	-1230,027	-1200,071	-1182,94	-1188,605	-1170,907

(.) : statistique de Wald

\*\*\* : significatif à moins de 1 %, \*\* : significatif à moins de 5 %, \* : significatif à moins de 10 %

## ANNEXES :

**Tableau 1 : Liste des variables exogènes et effets attendus**

(1) Descriptif des variables	(2) Effet attendu sur l'adoption d'une connexion à Internet à domicile	(3) Effet attendu sur l'achat en ligne	(4) Moyenne*
<b>FACTEURS SOCIO-ECONOMIQUES</b>			
<b>Sexe du répondant [=1 pour une femme, zéro sinon]</b>		Indéterminé	[0,57]
<b>Age du chef de famille :</b>	Effet négatif pour les ménages âgés		0,015
15-19 ans			0,114
20-29 ans			0,301
30-44 ans			0,268
45-59 ans			0,070
60-64 ans			0,233
plus de 64 ans			
<b>Age du répondant :</b>	Effet positif pour les CSP supérieures (effet revenu)	Indéterminé Effet positif possible, le revenu augmentant avec l'âge Effet négatif possible car les jeunes plus intéressés par les biens et les services que l'on peut acheter sur Internet	[0,12]
15-19 ans			[0,24]
20-29 ans			[0,35]
30-44 ans			[0,21]
45-59 ans			[0,03]
60-64 ans			[0,03]
plus de 64 ans			
<b>CSP du chef de famille :</b>	Effet positif pour les CSP supérieures (effet revenu)		0,035
Agriculteurs, exploitants			0,047
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise			0,091
Cadres, professions intellectuelles supérieures			0,100
Professions intermédiaires			0,178
Employés			0,147
Ouvriers.			0,313
Retraités			0,088
Autres sans activité professionnelle			
<b>CSP du répondant:</b>	Effet positif pour les CSP supérieures (effet revenu)		[0,01]
Agriculteurs, exploitants			[0,04]
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise			[0,11]
Cadres, professions intellectuelles supérieures			[0,17]
Professions intermédiaires			[0,18]
Employés			[0,09]
Ouvriers			[0,08]
Retraités			[0,29]
Autres sans activité professionnelle			
<b>Niveau d'étude du répondant :</b>	Effet positif (effet capital humain)	Effet positif (effet capital humain)	0,548
Primaire/sans diplôme			0,211
Niveau Bac			0,115
Bac + 1 / Bac + 2			0,074
Bac + 3 / Bac + 4			0,051
Bac + 5 / Bac + 6 ou +			

\* les données entre crochets [...] correspondent aux mesures spécifiques du modèle d'achat en ligne. Les données hors crochets correspondent aux mesures du modèle d'adoption d'une connexion Internet.

.../... suite du tableau

(1) Descriptif des variables	(2) Effet attendu sur l'adoption d'une connexion à Internet à domicile	(3) Effet attendu sur l'achat en ligne	(4) Moyenne*
<b>FACTEURS SOCIO-ECONOMIQUES</b>			
Le répondant a un niveau d'étude supérieur au BAC (B)		Effet positif	[0,47]
<b>Composition du ménage :</b> Nombre d'individus dans le ménage	Effet positif (demande induite par les enfants)	Indéterminé	2,614 [2,98]
<b>FACTEUR GEOGRAPHIQUE</b>			
<b>Localisation :</b> Le ménage/répondant est localisé en ville ou en périphérie	Effet positif (voisinage local)	Effet négatif	0,551 [0,63]
<b>EXPERIENCE DE L'INTERNET</b>			
Le répondant utilise son ordinateur en moyenne au moins une fois par semaine		Effet positif	[0,70]
Le répondant utilise son ordinateur en moyenne au moins une fois par mois			[0,12]
Le répondant n'utilise pas son ordinateur			[0,19]
Le ménage possède une connexion haut-débit		Effet positif	[0,10]
Le répondant a joué un rôle de conseiller pour un site Internet		Effet positif	[0,47]
Le répondant a joué un rôle de conseiller pour un FAI		Effet positif	[0,25]
<b>STYLE DE VIE</b>			
Le ménage/répondant possède un DVD ou un système 'home cinéma'			0,21 [0,30]
Le ménage/répondant possède une console de jeu non portable			0,26 [0,36]
Le ménage/répondant est abonné à une chaîne de TV payante			0,31 [0,36]
Le ménage/répondant possède un téléviseur avec télétexte	Effet positif si complémentarité entre usage d'Internet et autre usages high tech (technophile)	Effet positif	0,40 [0,50]
Le ménage/répondant possède un appareil photo numérique			0,07 [0,15]
Le ménage/répondant possède un ou plusieurs téléphones portables	Effet négatif si arbitrage budgétaire		0,59 [0,79]
Le ménage/répondant possède un PDA			0,02 [0,05]
Le ménage/répondant possède un ordinateur portable récent			[0,04]
Le répondant utilise régulièrement Internet au travail	Effet positif (complémentarité)		0,17
<b>VOISINAGE – INTERACTIONS SOCIALES</b>			
Personne dans l'entourage (famille, ami) n'a effectué d'acte d'achat sur Internet			[0,51]
Très peu de personne dans l'entourage ont déjà effectué un acte d'achat sur Internet		Effet positif	[0,39]
Une part significative dans l'entourage ont déjà effectué un acte d'achat sur Internet			[0,10]

\* les données entre crochets [...] correspondent aux mesures spécifiques du modèle d'achat en ligne. Les données hors crochets correspondent aux mesures spécifiques du modèle d'adoption d'une connexion Internet.



