

Mesurer l'évolution des prix des services de téléphonie mobile : une entreprise difficile

François Magnien*

La très forte expansion des nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC) a suscité des débats passionnés sur l'évaluation de la croissance, plus précisément sur la comparabilité de sa mesure entre pays. Les NTIC sont en effet, dit-on, l'objet de très fortes baisses de prix, difficiles à mesurer.

À cet égard, les services de téléphonie mobile, d'apparition beaucoup plus récente que les ordinateurs mais dont l'essor a été spectaculaire, posent un problème particulier. Alors que les ordinateurs sont des produits sophistiqués dont la tarification se résume cependant en un seul prix, les services de téléphonie mobile, pour l'essentiel de simples minutes de communication, sont l'objet d'une tarification extrêmement complexe. Les méthodes « hédoniques », fréquemment utilisées pour mesurer l'évolution des prix des ordinateurs, semblent donc difficile à mettre en œuvre.

Le renouvellement permanent de l'offre tarifaire milite plutôt pour un « indice à utilité constante ». Un tel indice mesure, mois après mois, l'évolution de la dépense minimale pour satisfaire des usages spécifiques déclinés par profils de consommateurs. Des choix alternatifs à cette approche sont également proposés pour tenir compte des délais d'adaptation des consommateurs dans le choix des produits optimaux (indices « avec frictions »).

Une enquête spécifique, réalisée par l'Insee auprès des trois opérateurs français de téléphonie mobile, a permis, en particulier, d'estimer, pour les différents profils de consommation, les distributions des durées et des nombres mensuels d'appels, indispensables pour prendre correctement en compte, lors des changements de prix ou lorsque apparaissent de nouveaux produits, les nombreux effets de seuil qui caractérisent la tarification des services de téléphonie mobile.

L'indice sans frictions, introduit dans l'indice des prix à la consommation en janvier 2003, met en évidence la fin de la baisse des prix des services de téléphonie mobile à partir du dernier trimestre de l'année 1999, après les fortes diminutions caractéristiques des nouveaux produits. Cette inflexion résulte, pour partie, des investissements engagés par les opérateurs pour le développement de leurs réseaux GSM et de la perspective de déploiement des réseaux mobiles de la troisième génération (UMTS). Les résultats obtenus dans l'approche avec frictions sont fortement tributaires de l'hypothèse faite sur les délais de sélection des produits les moins chers par les consommateurs.

* François Magnien appartient au Département des comptes nationaux de l'Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les technologies de l'information et de la communication (TIC) sont présentes en France, comme dans beaucoup d'autres pays, depuis déjà longtemps. Mais c'est seulement depuis une dizaine d'années que les « nouvelles » technologies de l'information et de la communication (NTIC) se sont diffusées dans un large public : logiciels de jeux, micro-ordinateurs, téléphones mobiles et enfin internet. En même temps, la très vigoureuse croissance économique des années 1990 aux États-Unis a été attribuée, pour une large part par certains observateurs, au formidable essor de ces NTIC. Les fortes baisses de prix dont elles ont été – et seraient encore – l'objet expliquent, pour partie, le caractère non inflationniste de cette croissance, par opposition aux cycles d'expansion passés. Les économistes se sont donc intéressés, ce qui n'est pas si fréquent, à la façon dont les statisticiens mesurent la croissance de l'économie. À la faveur du débat relatif à l'impact des NTIC sur la croissance et à la comparabilité de la mesure de la croissance entre les pays, notamment entre les États-Unis et l'Europe, les spécialistes se sont donc montrés plus disert sur les méthodes d'évaluation. En France, une série de publications réalisées par l'Insee a apporté un éclairage intéressant sur ces méthodes (Mairesse, Cette et Kocoglu, 2000 ; Lequiller, 2000 ; Roussel *et al.*, 2001).

Dans le cadre de la mesure de la croissance, les statisticiens sont confrontés à deux difficultés importantes : le partage entre consommations intermédiaires et investissement et, plus encore peut-être, le partage volume-prix. Le premier problème concerne notamment les logiciels. La réflexion est ancienne : les comptables nationaux les classent désormais en investissement. Pour autant, des difficultés de mesure redoutables demeurent, auxquelles des groupes de travail, sous l'égide d'Eurostat et de l'OCDE, tentent d'apporter des solutions. Les ordinateurs sont surtout remarquables par le problème de partage volume-prix qu'ils posent. Mais, comme pour les logiciels, les statisticiens ont beaucoup travaillé sur cette question et apporté un traitement satisfaisant au problème posé, notamment par le recours aux indices de prix dits « hédoniques » (1). Là encore, la coopération européenne est importante (2).

Son développement plus récent mais spectaculaire fait aujourd'hui de la téléphonie mobile le produit emblématique des NTIC. Le problème du partage volume-prix de ce service apparaît comme un véritable casse-tête pour les statisticiens. De fait, la difficulté est telle que les ins-

tances internationales semblent avoir renoncé à fédérer la réflexion des statisticiens nationaux. La mesure de l'évolution des prix dans les pays est donc fragile, les méthodes hétérogènes et peu transparentes. Toutefois, une approche appropriée pourrait progressivement s'imposer. Elle est déjà mise en œuvre dans l'indice des prix à la consommation (IPC) allemand depuis 1999 et dans l'IPC français depuis janvier 2003. Elle a également été exploitée, transitoirement il est vrai, aux États-Unis, dans le cadre d'une étude de Hausman (1999a), ainsi qu'au Royaume-Uni et en France par les institutions nationales en charge de la régulation des télécommunications, l'OFTEL et l'ART. Le principe est simple : suivre la dépense minimale, compte tenu de l'abondante offre tarifaire des opérateurs de téléphonie mobile, à même de satisfaire les modes de consommation des ménages (ou des entreprises) résumés en quelques « profils ». Dans un second temps, on peut moduler ce principe pour tenir compte des délais d'adaptation des consommateurs dans le choix des offres optimales.

Pour imparfaites qu'elles soient, ces expériences ont ouvert la voie d'une mesure satisfaisante de l'évolution des prix de services caractérisés par une tarification d'une grande complexité, de très fortes substitutions opérées par les consommateurs et un développement exceptionnel par sa rapidité et son ampleur.

L'« explosion » de la téléphonie mobile

Le développement de la téléphonie mobile a été spectaculaire : apparue en France en 1995, elle compte près de 40 millions de clients aujourd'hui (38,7 en décembre 2002 selon l'ART (3)) en totalisant les clientèles « grand public » et « entreprises ». Plus donc, depuis le milieu de l'année 2001, que la téléphonie fixe. En France, trois opérateurs se partagent le marché des services de téléphonie mobile, de façon assez inégale : Orange est l'opérateur le plus important (50 % du parc fin 2002), Bouygues

1. Voir (Moreau, 1992) et (Basher et Lacroix, 1999).

2. La difficulté pour certains pays de l'Union européenne à mobiliser les ressources financières et scientifiques permettant de développer des indices de prix hédoniques a conduit Eurostat à mettre en place un « European hedonic center ». La première phase du projet est la constitution d'une base de données européenne collectée, vraisemblablement, auprès de sociétés d'études de marché.

3. Y compris les DOM.

Telecom a la plus petite part de marché (15 %), SFR se situant entre les deux (35 %). Le partage du marché entre ces trois opérateurs est resté assez stable au cours du temps.

Les ménages représentent plus des deux tiers environ de la clientèle des opérateurs. L'évaluation de leur part, en les assimilant à des clients

« grand public », est toutefois délicate (cf. encadré 1) : les opérateurs interrogent certes les nouveaux clients sur leur statut (ménage, entreprise), mais les réponses sont d'une fiabilité limitée et ne concernent pas les ventes assurées par les sociétés de commercialisation de services (SCS). Ces ventes sont pourtant importantes, d'autant que les SCS pratiquent les

Encadré 1

LA DÉTERMINATION DU PARC « GRAND PUBLIC »

La détermination, mois après mois, du parc d'utilisateurs « grand public » des services de téléphonie mobile (en métropole) sur la période allant de janvier 1999 à décembre 2002 a été réalisée à partir de deux sources : le « tableau de bord » de l'ART et une enquête spécifique de l'INSEE sur les profils de consommation auprès des opérateurs.

Dans un *premier temps*, ont été déterminés les effectifs des six classes de consommateurs obtenues en croisant opérateurs (Orange, BouyguesTelecom et SFR) et types d'engagement (forfait ou prépayé) à partir des données de l'ART. Il s'agit de données trimestrielles (mars, juin, septembre et décembre). Elles ont ensuite été mensualisées par interpolation linéaire. Les données de l'ART soulevaient deux difficultés :

- elles distinguent les effectifs par opérateurs sur toute la période d'étude, mais ne distinguent pas le type d'engagement (ni globalement, encore moins par opérateur) avant juin 2000 ;
- elles ne distinguent pas les clientèles grand public et entreprise.

Toutefois, on disposait de données ponctuelles complémentaires de l'ART :

- (1) La structure « forfaits-cartes » pour le grand public en décembre 1998
- (2) Le partage « forfaits-cartes », les trois opérateurs et les deux types de clientèles *confondus*, en décembre 1999
- (3) La ventilation des effectifs par opérateur entre forfaits et cartes à partir de juin 2000
- (4) Le croisement « type d'engagement - type de clientèle » en décembre 2000

À partir de ces informations, il a été possible d'évaluer comme suit les effectifs des 54 profils sur l'ensemble de la période.

- (5) On a gardé le partage (4) de décembre 2000 entre grand public et entreprises pour chacun des deux types d'engagement tout au long de la période d'étude (on l'a appliqué indistinctement aux trois opérateurs).

Par contre, il n'était pas tenable de figer la structure des types d'engagement pour chacun des deux types de clientèle : la part des cartes dans le grand public a fortement augmenté tout au long de la période. Chaque trimestre, cette structure a été déterminée comme suit :

- (6) Avant juin 2000, on a retenu la même pour tous les opérateurs.

- (7) À partir de juin 2000, on a déduit de (3) le nombre de forfaits (resp. cartes) grand public de chaque opérateur en supposant, conformément à (5), que la part des forfaits grand public dans l'ensemble de la clientèle est la même pour tous les opérateurs.

- (8) En décembre 1999, on a partagé la clientèle totale de chaque opérateur entre forfaits et cartes selon la structure fournie par (2). On en a déduit, comme en (7), le nombre de forfaits (resp. cartes) grand public à l'aide de (5).

- (9) La structure « forfaits-cartes » de la clientèle grand public a été interpolée linéairement entre décembre 1998 (fournie par (1)) et décembre 1999 (fournie par (8)) ainsi qu'en mars 2000 entre décembre 1999 et juin 2000 (fournie par (5)).

- (10) Les effectifs grand public de chaque opérateur, tous engagements confondus, de décembre 1998 à septembre 1999 et en mars 2000 ont été déduits de la structure « forfaits - cartes » pour le grand public (fournie par (1) et (9)) et de (5). On établit en effet facilement la relation :

$$\text{effectif grand public} = \text{effectif total} / (\alpha/\beta + (1-\alpha)/\gamma)$$

où α est la part des forfaits dans la clientèle grand public, β (resp. γ) la part du grand public dans l'ensemble des forfaits (resp. cartes).

Dans un *deuxième temps*, les effectifs de chacune des six catégories précédentes de consommateurs ont été ventilés entre les neuf profils qu'elles contiennent chacune (par croisement de la taille des consommateurs - gros, moyen, petit - et de la distribution dans le temps des appels - jour, mixte, soir et week-end) à l'aide de l'enquête sur les profils de consommation auprès des opérateurs. Celle-ci portant sur décembre 2001, la ventilation a été réalisée selon une structure fixe sur l'ensemble de la période 1999-2002. À l'avenir, l'enquête étant annuelle, cette structure sera actualisée chaque mois de décembre.

Enfin, dans un *troisième temps*, la distribution des effectifs de chacun des 54 profils entre les différents produits offerts par les opérateurs a été déterminée en décembre 2001 grâce à l'enquête sur les profils de consommation auprès des opérateurs.

L'utilisation de ces données sur les effectifs dans le calcul des indices est complexe. On en trouve une présentation globale à l'annexe 2.

mêmes prix que les opérateurs eux-mêmes. Les SCS réalisent en effet des « marges arrières » : elles tirent leur profit du différentiel entre la prime d'acquisition versée par l'opérateur et leurs coûts de gestion.

En termes de minutes de consommation, la téléphonie fixe reste encore en tête : 28 milliards (4) contre 12 milliards pour la téléphonie mobile au premier semestre 2002 selon l'ART, la longueur des communications étant très différente. Le niveau des prix des deux services reste également très différent : 0,07 euro par minute pour le fixe, 0,21 pour le mobile (5) au premier semestre 2002, du simple au triple donc. Les prix relativement élevés des services de téléphonie mobile sont la contrepartie des très lourds investissements réalisés par les opérateurs afin de mettre en place et développer leurs réseaux : ensemble, les opérateurs titulaires d'une licence ont investi 5,5 milliards de francs en 1998, 6,0 milliards en 1999 et 7,8 milliards en 2000, ce qui les met au niveau des investissements annuels réalisés sur l'ensemble des trois grands réseaux : eau, gaz et électricité. Le niveau élevé des prix des services de téléphonie mobile est aussi la conséquence du coût d'acquisition des abonnés : primes versées aux SCS et subvention des terminaux. La règle est, en effet, de s'approprier coûte que coûte une importante part de marché. Les terminaux, bien que propriété des usagers, peuvent être regardés comme le développement ultime du réseau, en quelque sorte un investissement pour les opérateurs.

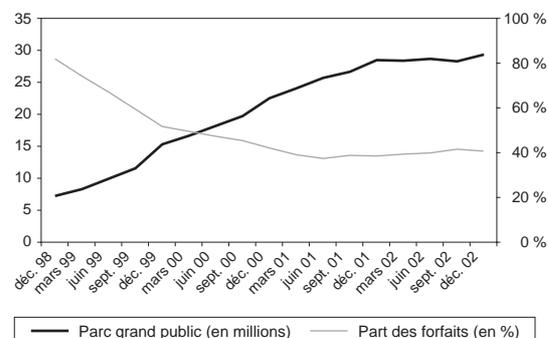
Deux types de produits sont proposés : des forfaits et des cartes prépayées. Coexistent ainsi sur le marché près d'une vingtaine de cartes et une trentaine de forfaits différents (sans comp-

ter les offres plus particulièrement destinées aux entreprises). Cartes et forfaits rencontrent actuellement une faveur égale auprès du public. Les entreprises n'utilisant pratiquement pas de cartes, celles-ci sont aujourd'hui largement dominantes chez les ménages. Il n'en a pas toujours été ainsi (cf. graphique I). Les cartes prépayées étaient conçues à l'origine comme des produits d'appel que les consommateurs abandonneraient ensuite pour les forfaits, plus pérennes et plus chers. En fait, les cartes sont apparues comme une position de repli pour des utilisateurs au budget limité mais ne pouvant se passer du service de téléphonie mobile. Elles offrent également une plus grande liberté de choix instantané. Les opérateurs ont d'ailleurs introduit progressivement plus de souplesse avec les forfaits en permettant leur changement sans frais ou, mieux, en proposant des formules de « forfaits ajustables ». Ceci explique sans doute, en partie, la stabilisation de la part des forfaits à partir du milieu de l'année 2001.

Un indice à « utilité », ou plutôt à « usage », constant

Plutôt que d'un indice à *utilité* constante (IUC), il conviendrait de parler d'un indice à *usage* constant. En effet, un véritable indice de prix à *utilité* constante nécessite, exercice particulièrement délicat, l'estimation (explicite ou non) d'une fonction d'utilité (Magnien et Pougard, 2000) ou d'une fonction de demande (Hausman, 1999b), entreprise peu raisonnable dans le cadre de la production courante des IPC. Un indice à « usage » constant en réalise une approximation beaucoup plus facile à mettre en œuvre. À l'aide d'enquêtes spécifiques, on classe les usagers selon des catégories qui regroupent les consommateurs aux modes de consommation voisins, puis on décrit ces modes de consommation à l'aide des valeurs moyennes de quelques variables « comportementales » : nombre et durée mensuels des appels, répartition entre plages horaires, nombre de SMS envoyés, etc. Il est alors possible de calculer, pour chacun de ces « profils de consommation » (6), la dépense induite par l'usage de n'importe quel produit offert par les opérateurs, puis de retenir la dépense minimale relativement à l'ensemble de ces produits. En mainte-

Graphique I
Explosion du parc « grand public »*
et part grandissante des cartes



* Métropole, titulaires d'une carte SIM ou d'une carte prépayée ayant passé au moins un appel et n'ayant pas dépassé la date au-delà de laquelle il est impossible de recevoir un appel.
Source : ART, calcul des auteurs.

4. Hors connexion au réseau internet.

5. Y compris les communication internationales sortantes, hors SMS.

6. On parle aussi de « consommateurs types ».

nant *inchangés* les modes de consommation on mesure alors, mois après mois, une évolution *pure* de prix au niveau de chaque profil de consommation puis, par agrégation, au niveau de l'ensemble des consommateurs.

Toutefois, si le même usage d'un produit garantit une utilité constante, deux modes de consommation distincts – par exemple, une répartition différente des appels entre le jour d'une part et le soir ou le week-end d'autre part – peuvent procurer le même niveau de satisfaction, avec des coûts différents. Il est donc excessif, mais on le fera tout de même, de parler d'indice à utilité constante à propos de ce qui n'en est qu'une approximation.

Les limites de la méthode

La prise en compte des « vrais » nouveaux produits, ceux dont on ne modifie pas simplement une ou plusieurs caractéristiques (7), est la pierre d'achoppement du calcul des indices de prix. L'*apparition même* de ces produits sur le marché, à côté des anciens produits – la téléphonie mobile s'ajoute ainsi à la téléphonie fixe – accroît le bien-être des consommateurs par l'extension des choix de consommation qui leurs sont offerts. Cet élargissement de la gamme des produits n'est pas sans contreparties : les sonneries de téléphone et les conversations trop « sonores » sont gênantes (perte de bien-être pour les autres) notamment dans les transports en commun ou dans les salles de spectacles. Évaluer l'accroissement de bien-être lié à l'apparition de la téléphonie mobile est donc un exercice très difficile, qui n'entre pas dans le cadre de cette étude.

Hausman (1999b) en a cependant proposé une estimation, en marge de l'IPC américain. La méthode consiste à estimer, à l'aide d'une procédure économétrique appropriée, une fonction de demande de services de téléphonie mobile par rapport aux prix de tous les produits, y compris ceux des services de téléphonie mobile eux-mêmes. La demande de ces services étant nulle juste *avant* leur introduction, il est possible d'en déduire le « prix de réservation » (8). La connaissance de la dépense des ménages permet d'inférer, à partir de ce prix et des prix observés des autres produits, le niveau d'utilité des consommateurs *avant* l'introduction de la téléphonie mobile (la mise en œuvre de la méthode ne passe pas par une évaluation explicite de ce niveau d'utilité). On calcule ensuite la dépense *minimale* assurant ce *même* niveau d'utilité

juste *après* l'introduction du téléphone mobile, en prenant en compte cette fois les prix observés des produits, y compris des services de téléphonie mobile. Le rapport des deux dépenses de consommation donne la baisse de prix liée à l'introduction de la téléphonie mobile.

Les travaux de Hausman (1999b), fondés sur l'estimation d'une fonction de demande, présentent donc un double intérêt : ils prennent en compte l'introduction même du nouveau produit et renvoient à la notion d'utilité plutôt qu'à celle d'usage. Sur la période 1987-1998, l'IUC ainsi calculé a baissé de 90 % alors que l'indice à « usage » constant ne baissait que de 30 %. Toutefois, la mise en œuvre des deux approches par Hausman est assez sommaire. Il ne retient en effet qu'un seul consommateur type pour l'approche à usage constant alors que, on le verra, une multiplicité de profils de consommation est nécessaire. Quant à l'approche par la demande, on peut également en contester le simplisme : si les nouveaux produits n'étaient pas consommés avant leur lancement, ce n'est pas parce qu'ils étaient trop chers mais plutôt parce qu'ils n'étaient pas disponibles. Ce type d'études est d'ailleurs resté « académique » : aucun pays n'a pu intégrer dans le calcul de l'IPC la baisse de prix due à l'extension de l'offre de services de téléphonie résultant de l'apparition du mobile, et les pays qui ont introduit cet indice dans leur IPC ne l'ont fait que tardivement. Ce retard est dommageable car dans la période qui suit son apparition, un nouveau produit est généralement l'objet de fortes baisses de prix. L'inflation est donc surestimée et la croissance sous-estimée. Ce phénomène est toutefois atténué car dans les premiers temps, lorsque les baisses de prix sont très fortes, le poids du nouveau produit dans la consommation totale est encore faible.

Il convient toutefois de relativiser cette limite de la méthode de mesure des prix à usage constant. Dans le développement qui en est présenté *ici*, elle ne permet pas, effectivement, de mesurer l'impact de l'« événement » constitué par l'apparition elle-même de la téléphonie mobile, sauf – mais pourquoi pas ? – à recourir à des « profils » dont la description engloberait un champ plus large que la stricte téléphonie

7. Un nouveau modèle de lave-linge qui diffère d'un modèle existant par la vitesse d'essorage ou bien le poids maximal de linge lavable, n'est pas un vrai nouveau produit : il y a simplement changement de qualité ; un modèle hédonique permet de traiter ce type de problème.

8. Le prix (fictif) minimal qui, s'il était proposé aux consommateurs, les dissuaderait d'acheter le service.

mobile, la téléphonie fixe et d'autres moyens de communication notamment. Par contre, elle permet de prendre en compte (9) l'introduction fréquente par les opérateurs de nouvelles formules tarifaires, ce que ne permettent pas, a priori, les méthodes classiques en usage dans la production courante des indices de prix.

D'autres difficultés, ayant trait à l'évolution de la *qualité* du service offert, n'ont pu être traitées dans cette étude. La téléphonie mobile propose ainsi un service a priori assez simple si l'on s'en tient à des minutes de communication téléphonique (et des SMS) entre deux lieux mobiles. Cette approche « physique » des minutes de consommation doit être précisée par le niveau de couverture des réseaux ainsi que leur disponibilité. On remarquera que ces problèmes sont inhérents aux services qui consistent à mettre un réseau à la disposition des consommateurs (transport ferroviaire, aérien, bus, internet, courrier, etc.). Il s'agit d'éléments incontestables de la qualité des services rendus que les IPC ne prennent malheureusement pas en compte. La tendance est à une amélioration de la qualité de ces réseaux donc, là encore, à une surestimation de l'inflation. Autre aspect plus difficile à apprécier de la qualité des services de téléphonie mobile : la mise en réseau des consommateurs. Plus ils sont nombreux dans le réseau, plus ils en tirent satisfaction. Mais ce surcroît de bien-être semble bien difficile à mesurer.

La recherche du produit optimal

La méthodologie développée dans cette étude, a été présentée très succinctement. Pour aller plus loin, un peu de formalisation est nécessaire. Chaque mois m , les consommateurs ont le choix entre les différents produits p – forfaits ou cartes – mis sur le marché par les opérateurs. L'usage d'un tel produit le mois m induit une dépense $D^{p,m}$. Si l'on admet que les consommateurs sont rationnels, totalement informés et sans contrainte – ces hypothèses seront discutées dans la dernière partie de cet article et un modèle alternatif sera proposé –, ils vont se positionner sur le produit \hat{p} qui minimise cette dépense $D^{p,m}$:

$$D^{\hat{p},m} = \underset{p}{\text{Min}} D^{p,m} \quad (1)$$

(un tel produit \hat{p} , pas toujours unique, sera dit « optimal »). En désignant par \hat{D}^m cette dépense minimale, l'indice du mois m par rapport au mois 0 est \hat{D}^m / \hat{D}^0 . Il est entendu qu'on

ne raisonne pas au niveau de chaque consommateur, mais à celui beaucoup plus agrégé de « profils de consommation » mis en place à l'aide d'enquêtes spécifiques (cf. *supra*).

Certains consommateurs détiennent des produits qui ne sont plus commercialisés. Ils peuvent les garder aussi longtemps qu'ils le souhaitent après leur retrait de la vente par les opérateurs. Les opérateurs peuvent toutefois en réviser la tarification. Ces produits compliquent notablement le calcul de l'indice car ils introduisent une dissymétrie entre les consommateurs : ceux qui détiennent un tel produit peuvent le quitter pour un produit commercialisé moins coûteux ou, au contraire, le garder s'il s'avère plus avantageux que les produits commercialisés. Par contre, les autres consommateurs ne peuvent acquérir ce produit, en particulier lorsqu'il s'avère moins coûteux que celui qu'ils détiennent. Il faudrait donc considérer plusieurs dépenses minimales : celles relatives aux produits commercialisés et ensuite, celles relatives aux produits non commercialisés dont la consommation génère une dépense inférieure aux produits commercialisés. La difficulté serait alors de distribuer les effectifs entre ces différents produits optimaux pour calculer une dépense minimale propre à l'ensemble des consommateurs, dépense que l'on substituerait dans (1) à \hat{D}^m dans le calcul des indices des profils à l'aide des ratio \hat{D}^m / \hat{D}^0 .

La mise en œuvre de ces principes est délicate. Considérons en effet un produit non commercialisé. Il faudrait d'abord s'assurer que ce produit est resté optimal depuis son dernier mois de commercialisation, sans quoi, dans le cadre du modèle, il aurait disparu définitivement. *Pratiquement*, cette vérification est difficile dans le cadre de la production courante d'un indice de prix, qui s'appuie sur le relevé des tarifs sur catalogue : les opérateurs ne communiquent en effet qu'à leurs détenteurs les changements tarifaires appliqués aux produits qui ne sont plus commercialisés. Il faudrait également connaître, le dernier mois de commercialisation du produit, le nombre de ses détenteurs et maintenir ce nombre mois après mois jusqu'à ce que le produit disparaisse pour cause de non-optimalité. Cette dernière contrainte est impossible à mettre en œuvre. En effet, il est exclu de demander *mensuellement* aux opérateurs, *pour chaque profil*, la distribution de leur clientèle entre les produits : il ne la fournisse, dans le cadre de

9. On y reviendra abondamment par la suite.

l'enquête sur les profils de consommation, qu'une fois par an, en décembre (10).

Toutes ces difficultés amènent à ne prendre en compte, dans le calcul de l'indice, que les produits commercialisés. Pour autant, le calcul de la dépense $D^{p,m}$ générée par la consommation d'un tel produit p un mois m n'est pas simple : il intègre les différents aspects de la tarification du produit ainsi que les usages, non moins complexes, des consommateurs en matière de services de téléphonie mobile.

Une segmentation poussée en profils de consommation

La mise en œuvre approfondie de l'indice des prix à usage constant des services de téléphonie mobile pose deux problèmes difficiles. Il s'agit, pour le premier, de la prise en compte de la très grande diversité des modes de consommation de ces services par les usagers. Qu'un produit enregistre une baisse de prix sans pour autant devenir optimal reste sans effet sur l'indice. Ce fait peut surprendre, mais s'explique aisément : la dépense minimale permettant de satisfaire au moindre coût les besoins des consommateurs était et reste assurée par un autre produit et c'est l'évolution du prix de ce produit qui compte dans une approche à utilité constante. Il n'en serait pas moins dérangeant cependant qu'un seul produit rythme l'évolution des prix quand les opérateurs en proposent une gamme étendue. Cette richesse de l'offre est en effet adaptée à des modes de consommation variés auxquels correspondent des produits optimaux différents qui doivent tous être pris en compte dans le calcul de l'indice des prix des services de téléphonie mobile. Il était donc impératif de segmenter la clientèle des opérateurs en de multiples « profils » de consommation. C'est au niveau de chacun de ces profils qu'ont été calculés des indices à utilité (usage) constante, faisant intervenir autant de produits optimaux.

L'autre problème est celui de la mobilité des consommateurs. Il est fait, implicitement dans la relation (1), l'hypothèse que les consommateurs des profils changent « instantanément » de produit dès lors qu'il en apparaît un plus avantageux. Or, la réalité est bien différente. Ainsi, changer d'opérateur a un coût – démarches à entreprendre et changement de numéro par exemple – même si celui-ci doit être réduit avec

la mise en place prochaine de la « portabilité » des numéros (tout abonné à un opérateur mobile pourra changer d'opérateur tout en conservant son numéro). Il faut y ajouter le coût financier, notamment pour les titulaires de forfaits qui sont engagés pour un an ou plus. Par ailleurs, bien que cela soit difficile à quantifier, il semble que la mobilité au sein de chaque opérateur soit largement supérieure à celle entre opérateurs, parce que les consommateurs peuvent prendre une option intermédiaire en se rabattant sur un meilleur produit de leur opérateur initial, sans pour autant qu'il soit optimal.

Des profils distinguant les opérateurs et le type d'engagement...

Il convenait donc de n'appliquer la méthodologie fondée sur la relation (1) qu'à des sous-catégories de consommateurs, en distinguant des gammes de produits entre lesquelles la substituable de court terme est très faible. On a ainsi distingué les profils selon les trois opérateurs et le type d'engagement.

Il n'est pas possible, en effet, de passer sans coût d'un forfait à une carte. En outre, cette démarche répond, comme le choix d'une durée d'engagement pour un forfait, à une stratégie de moyen-long terme, contrairement à l'ajustement de la « taille » d'une carte ou d'un forfait. Il convenait donc de distinguer également les consommateurs selon leur type d'engagement – abonnement (forfait) ou prépayé (carte) –, même si parfois la distinction entre ces deux catégories de produits n'est pas évidente, notamment avec les abonnements sans engagement de durée mensuelle de communication (11).

... mais aussi le volume et la répartition temporelle des communications

Mais se limiter à six profils de consommation (trois opérateurs et deux types d'engagement) aurait été très insuffisant. En effet, le produit qui minimise la dépense d'un consommateur dépend essentiellement du volume de communications de cet usager. Si l'on réunit dans le même profil des consommateurs de « tailles » trop diverses, on résumera, au niveau de ce profil, leurs volumes de communications par une

10. Il s'agit, en outre, d'un des aspects les plus fragiles des réponses des opérateurs au questionnaire.

11. Les opérateurs ne proposaient que ce type de produits au début de la téléphonie mobile.

durée mensuelle moyenne unique autour de laquelle les durées individuelles seront très dispersées. S'agissant des consommateurs d'un profil avec forfait, ils se verront tous attribuer, avec la modélisation (1), le même produit optimal dont le crédit mensuel, moyen, sera trop différent de la durée optimale effective de chacun, qu'il s'agisse des petits consommateurs, dont la durée optimale est un crédit temps mensuel beaucoup plus faible, que des gros, qui choisiraient un forfait mensuel au contraire bien plus important. Et, on l'a vu, les variations de prix de ces produits ne seront pas prises en compte dans le calcul de l'indice.

Il convenait donc d'affiner la segmentation de la clientèle des opérateurs, en distinguant des tranches de taille fondées sur le volume mensuel de communications, de façon à limiter la dispersion des durées d'appels. Il n'était pas possible de segmenter davantage cette clientèle. En effet, on obtient autant d'indices à utilité constante, qu'il faut ensuite agréger, ce qui nécessite une ventilation fine des effectifs de consommateurs par profil. Or cette information est limitée dans la mesure où il fallait encore distinguer, dans la définition des profils, les consommateurs selon la distribution de leurs appels dans le temps. En effet, comme pour la taille, on n'aurait pas associé aux consommateurs qui téléphonent surtout le jour (resp. le soir ou le week-end) un produit adapté à ce type de comportement. Ainsi, trois tailles de consommateurs ont été retenues – gros, moyen, petit – et trois distributions temporelles des appels – surtout le jour, surtout le soir et le week-end, mixte – pour les deux catégories de produits retenues (forfaits, cartes).

Plus d'une cinquantaine de profils

Ce sont donc finalement 54 profils qui ont été retenus, 18 par opérateur. Les indices de ces 54 profils, au sein desquels les ajustements des choix des consommateurs aux produits optimaux sont supposés *instantanés*, ont donc été calculés selon la relation (1). Ces indices ont ensuite été agrégés à l'aide d'une procédure de type « Laspeyres » afin d'obtenir l'indice de l'ensemble des consommateurs d'un mois m par rapport à un mois de base 0 :

$$I^{m/0} = \sum_T w_T^0 \hat{D}_T^m / \hat{D}_T^0 \quad (2)$$

Dans cette expression, \hat{D}_T^m désigne la dépense optimale (c'est-à-dire minimale) du profil T le

mois m et w_T^0 la part, correspondant à l'usage du produit optimal le mois 0, de la dépense des consommateurs de profil T dans celle de l'ensemble des consommateurs :

$$w_T^0 = S_T^0 \hat{D}_T^0 / \sum_{T'=1}^{54} S_{T'}^0 \hat{D}_{T'}^0 \quad (3)$$

où S_T^0 est le nombre de consommateurs de profil T à la période 0 (12).

Les indices ainsi obtenus ont ensuite été chaînés (mensuellement, trimestriellement ou annuellement) afin de prendre en compte l'évolution, cette fois de *moyen-long terme*, de la structure de la population des consommateurs de services de téléphonie mobile entre les différents profils. Rappelons que la transformation la plus importante de cette structure est due à l'accroissement régulier et fort de la part des cartes.

Les effectifs des profils ont été déterminés (cf. encadré 1) à partir du tableau de bord de l'ART et d'une enquête spécifique de l'Insee auprès des opérateurs sur les profils de consommation.

L'enquête auprès des opérateurs de téléphonie mobile

Afin de calculer l'indice des prix des services de téléphonie mobile, l'Insee a donc mis en place une « enquête annuelle auprès des opérateurs sur les profils de consommation » (13). Cette enquête a pour objectif de construire les « profils » (ou consommateurs types) évoqués précédemment. La première enquête portant sur les modes de consommation des services de téléphonie mobile en 2001 a été réalisée début 2002. Le questionnaire a été élaboré en concertation avec les trois opérateurs.

Avant de classer leur clientèle dans les différents profils, les opérateurs ont procédé à une sélection de celle-ci. Ils ont d'abord éliminé les nouveaux consommateurs, ceux de moins de six mois en décembre 2001. En effet, la description

12. Plus généralement, $S_T^m = \sum_p S_T^{p,m}$ où $S_T^{p,m}$ désigne l'effectif du profil T le mois m sur le produit p .

13. Il s'agit d'une enquête reconnue d'intérêt général et obligatoire par le CNIS.

approfondie des profils nécessite le calcul de valeurs mensuelles moyennes sur les appels nationaux, moyennes qui ne seraient pas suffisamment robustes pour de trop « jeunes » consommateurs. Les opérateurs ont ensuite sélectionné la clientèle résidentielle en éliminant les lignes correspondant à des produits de type « flottes » ou « entreprises ». Par ailleurs, il s'est avéré trop lourd pour deux des opérateurs de conserver l'intégralité de leur clientèle. Ils ont donc procédé à un échantillonnage, représentatif de leurs « plans tarifaires ».

Chacun des trois opérateurs a réparti la clientèle ainsi sélectionnée entre des « profils » de consommation définis par application successive de trois critères : la forme d'engagement – forfait ou prépayé –, la durée mensuelle totale des appels – faible, moyenne ou longue –, la répartition temporelle des appels – jour, soir et week-end, mixte.

La mise en œuvre du premier critère ne pose pas de problème une fois les choix opérés quant à la frontière entre les deux formes d'engagement. Celle du second critère est plus problématique. On peut classer les consommateurs par « taille » de façon absolue. Mais il faut alors choisir des seuils qui sont forcément contestables. Pour cette raison, on a retenu une notion relative, propre à chaque opérateur : ils ont classé leurs clients selon la durée mensuelle totale décroissante des appels, le premier tiers constituant les « gros » consommateurs, le deuxième les « moyens » et le dernier les « petits ».

Le tableau 1, établi à partir des résultats de l'enquête, montre que le volume des communications est beaucoup plus important pour les utilisateurs de forfaits. L'enquête permet, ce qui n'apparaît pas dans ce tableau, d'affiner ces

résultats au niveau des profils. En particulier, le nombre et la durée mensuels des appels augmentent avec la taille des consommateurs, qu'ils utilisent des forfaits ou bien des cartes.

La durée mensuelle moyenne des appels des individus a été calculée sur les mois disponibles de l'année 2001, donc sur au moins les six derniers mois de l'année. Les minutes prises en compte correspondent aux appels nationaux. Les appels vers l'étranger, le « roaming », et les appels vers les boîtes vocales, marginaux (14), ont été exclus. Les durées de communications prises en compte sont les durées réelles et non les durées facturées.

Les opérateurs différencient fréquemment le prix des communications suivant le moment où elles sont passées (jour ou soir, semaine ou week-end), il était indispensable de prendre en compte, fusse sommairement, la distribution dans le temps des appels (troisième critère de stratification des consommateurs). Plutôt qu'une véritable distribution, les opérateurs ont fourni pour chaque client la répartition de ses appels entre deux plages horaires : « jour » et « soir et week-end ». Ces plages horaires permettant de définir les profils ne devaient pas, en principe, dépendre des produits et être stables dans le temps. Pratiquement, les opérateurs ne peuvent répartir les appels d'un client qu'entre les plages horaires définies par le produit qu'il consomme. Ce sont ces plages qui ont été prises comme référence. Un consommateur s'est vu attribuer la modalité « jour » (resp. « soir et week-end ») lorsque la part de la durée mensuelle de ses communications passées le jour (resp. soir et week-end) était supérieure à 60 %. Sinon, il a été classé « mixte ». Lorsque la tarification d'un produit ne distinguait pas de plages horaires, le consommateur a également été classé « mixte ». La classification des consommateurs selon la répartition de leurs appels dans le temps est beaucoup plus frustrante que s'agissant du « volume » de ces appels (la définition est absolue et le seuil de 60 % est quelque peu arbitraire). Cela tient, une fois encore, aux limites de l'information que les opérateurs peuvent raisonnablement fournir dans le cadre de l'enquête.

Après avoir classé leur clientèle entre les différents profils, les opérateurs ont procédé à leur description en calculant des valeurs moyennes

Tableau 1
Nombre et durée* mensuels moyens de communication par utilisateur**

Type d'engagement	Nombre d'appel	Durée réelle d'un appel	Durée mensuelle réelle des appels
Forfaits	87	2,0	175
Cartes	21	0,9	20
Ensemble	55	1,8	100

* Il s'agit de données moyennes, en minutes pour les durées, calculées sur au moins les six derniers mois de 2001 sur l'ensemble des opérateurs.

** Utilisateurs « grand public ».

Source : Insee, Département des comptes nationaux.

14. Donc exclus de l'enquête qui ne devait pas être trop lourde pour les opérateurs.

(cf. tableau 2). Durée mensuelle des appels nationaux, répartition de la durée mensuelle des appels entre les plages horaires, répartition de la durée mensuelle des appels par destination, nombre mensuel d'appels, durée mensuelle des appels vers le « numéro préféré » ont été évalués en moyenne sur l'ensemble des mois disponibles de l'année 2001 (au moins les six derniers). L'enquête demande également aux opérateurs la distribution par produit des clients de chaque profil.

Les notations introduites dans la dernière colonne du tableau 2 seront particulièrement utiles lorsque l'on abordera l'exploitation des données de l'enquête pour évaluer la dépense associée aux différents profils (15).

Une description approfondie, à l'aide de distributions, des durées et du nombre des communications

L'existence de seuils dans la tarification des produits (minutes indivisibles, prix de la communication en dépassement plus élevé pour les forfaits, durée de validité finie des cartes, etc.) complique notablement la construction d'un indice de prix. Elle nécessite une description suffisamment fine des consommateurs types à l'aide de *distributions* plutôt que de seules moyennes sur la durée des communications ainsi que leur nombre. Ces distributions ont pu être estimées à partir de l'information recueillie dans le cadre de l'enquête auprès des opérateurs sur les profils de consommation (cf. tableau 2).

On a supposé que la durée des communications suit une loi exponentielle de moyenne μ , c'est-à-dire de densité $\varphi(\Delta) = 1/\mu e^{-\Delta/\mu}$. Autrement dit, sachant qu'une communication dure depuis un certain temps, la probabilité qu'elle dure encore un moment ne dépend que de celui-ci et non du temps déjà écoulé. Le paramètre μ a été estimé par le rapport entre la durée mensuelle moyenne d'appel et le nombre mensuel moyen d'appels, deux informations fournies par les opérateurs dans le cadre de l'enquête sur les profils de consommation. On a pu « tester » la validité de l'hypothèse faite sur la loi de la durée d'une communication. En effet, l'enquête a permis de recueillir une information sur la distribution des appels en fonction de leur durée sous la forme de quantiles d_1 et d_2 : un tiers des appels ont une durée inférieure à d_1 , un tiers une durée comprise entre d_1 et d_2 et un tiers supérieure à d_2 (cf. tableau 2). Avec une loi exponentielle de moyenne μ , la probabilité qu'une communication dépasse la durée μ est $e^{-\mu/\mu} = 1/e \approx 1/3$. Il convenait donc de comparer l'estimation de μ à d_2 . Celle-ci s'est avérée satisfaisante. On a supposé la distribution φ indépendante du mois considéré, du produit, des plages horaires pendant lesquelles sont passés les appels et de la destination de ces appels. Cette hypothèse est sans doute contestable, mais aller au-delà aurait, une fois encore, posé des problèmes d'estimation insolubles avec les données fournies par l'enquête.

15. Cf. infra la partie « Une tarification complexe ».

Tableau 2
Description des profils

Variable		Mesure	Notation
Durée mensuelle totale des appels nationaux sortants	moyenne	minutes	Λ
	distribution	minutes	t_1, t_2
Part de la durée mensuelle totale d'appels passés le	jour	%	$\alpha(t)$
	soir et week-end		
Part de la durée mensuelle d'appels vers	un téléphone fixe (1)	%	$\beta(d)$
Nombre mensuel d'appels	moyenne	nombre	N
	distribution	minutes	d_1, d_2
Part de la durée mensuelle totale des appels nationaux vers le numéro « préféré »		%	P
Durée d'engagement		%	τ
Proportion des clients ayant souscrit la facturation détaillée		%	$\tau(s)$
Proportion des clients ayant souscrit le double appel			
Proportion des clients ayant souscrit la présentation du numéro			
SMS		nombre	n
1. Dont les numéros courts et le WAP.			

Plutôt que d'estimer la loi du nombre mensuel d'appels, on a estimé la distribution λ de la durée mensuelle totale de communications. L'enquête auprès des opérateurs a fourni en effet les durées limites t_1 et t_2 permettant de classer les consommateurs en trois quantiles selon leur durée mensuelle de communications. Elle a également donné la durée mensuelle d'appels maximale t_3 (16). Ces données ont été ajustées par une densité de type polynomial, de degré 3, de support $[0, t_3]$.

Le calcul de la dépense

La dépense $D^{p,m}$ d'un profil liée à l'usage d'un produit est en fait une moyenne. En effet, les consommateurs regroupés dans le même profil ont des caractéristiques distinctes. Notamment, leur durée mensuelle de communications est variable. C'est d'ailleurs bien dans cette optique que les opérateurs ont répondu à l'enquête. En effet, le questionnaire est assorti d'une notice méthodologique précisant que la durée mensuelle des communications est la moyenne des durées élémentaires des clients du profil (moyenne calculée sur l'exhaustif de la clientèle ou un échantillon selon les opérateurs) avec des éléments de dispersion. Ce caractère aléatoire de la durée des communications rend aléatoire la dépense au niveau des profils :

$$D^{p,m} = E(M^{p,m}) \quad (4)$$

le symbole E renvoyant à la notion d'espérance mathématique. On y revient plus loin. La dépense $M^{p,m}$ est la somme de plusieurs termes. Il y a d'abord une dépense « de base » $A^{p,m}$, que le produit soit un forfait (éventuellement ajustable) ou une carte. Il s'agit de la dépense résultant strictement des communications téléphoniques (les « appels »). Son calcul est extrêmement complexe : plages horaires, surcoût pour les minutes en dépassement des forfaits, possibilité, gratuite ou non, de report des minutes, durée limitée d'utilisation des cartes, numéro préféré, etc. Le calcul de cette dépense de base est si complexe qu'une partie (la suivante) de cet article lui est consacrée. Viennent après des dépenses qui ne sont pas liées à des communications proprement dites : la facturation des SMS et les prix de divers services : facturation détaillée, double appel et présentation du numéro.

Forfaits et cartes proposent un nombre plus ou moins important de SMS (10, 20, etc.) pour un

montant mensuel donné. Si l'on envoie un nombre de SMS supérieur au stock choisi, on paie chaque SMS supplémentaire à un prix unitaire indiqué dans la tarification du forfait. Un consommateur, envoyant en moyenne 12 SMS par mois, aura intérêt à choisir un stock de 10 SMS et à en payer deux de plus ; s'il envoie en moyenne 18 SMS, le consommateur aura alors intérêt à choisir un stock de 20 SMS, quitte à en « perdre » deux plutôt qu'à en payer huit de plus. C'est cette logique de rationalité du consommateur qui est retenue dans la modélisation (17).

Qu'il s'agisse de la facturation détaillée, du double appel ou de la présentation du numéro, le coût mensuel est fixe, de la forme $\tau(s)\pi^p(s)$ où $\tau(s)$ est la proportion de clients d'un profil ayant souscrit l'option s et $\pi^p(s)$ le coût mensuel de l'option si elle est associée au produit p .

Finalement, l'expression de la dépense mensuelle est la suivante :

$$M^{p,m} = A^{p,m} + SMS^p + \sum_s \tau(s)\pi^p(s) \quad (5)$$

dans laquelle s désigne l'une quelconque des trois options retenues : facturation détaillée, double appel et présentation du numéro. On analyse maintenant la dépense de base $A^{p,m}$ et son espérance mathématique $E(A^{p,m})$ qui intervient dans le calcul de la dépense $D^{p,m}$.

Une tarification complexe

Les services de téléphonie mobile sont caractérisés par une tarification complexe au regard de celle des produits offerts habituellement aux ménages. Cette tarification repose essentiellement sur la durée mensuelle Λ de communications. Première problématique : le prix d'une communication est différent selon qu'on appelle un abonné du même opérateur ou d'un autre réseau. Différenciation des prix également

16. Un tiers des consommateurs a une durée mensuelle moyenne de communication comprise entre 0 et t_1 , un tiers entre t_1 et t_2 et un tiers entre t_2 et t_3 .

17. Formellement, si le forfait propose un nombre variable n_k de SMS pour un prix σ_k avec un prix unitaire du SMS en dépassement de π , et si le nombre de SMS moyen envoyé est n , une caractéristique des profils renseignée par l'enquête (cf. tableau 2), le programme informatique cherche d'abord k tel que $n_{k-1} \leq n \leq n_k$ (on suppose $\pi \geq \sigma_k/n_{k-1}$ pour tout k) puis choisit $k-1$ ou k selon que $(n-n_{k-1})\pi$ est inférieur ou non à $\sigma_k - \sigma_{k-1}$ c'est-à-dire n inférieur (au sens large) ou non à $n_{k-1} + (\sigma_k - \sigma_{k-1})/\pi$. Si le choix est $k-1$ ou k , la dépense en SMS est $\sigma_{k-1} + (n-n_{k-1})\pi$ ou σ_k .

pour les appels à destination d'un poste fixe. La tarification des communications dépend aussi du moment où elles sont passées. Notons qu'il n'y a là rien de nouveau : d'autres grands réseaux pratiquent depuis longtemps ce type de tarification. EDF pour l'électricité et la SNCF pour le transport ferroviaire sont deux exemples importants et anciens. Il s'agit « d'étaler » la courbe de charge des réseaux de façon à en limiter la dimension donc le coût de développement. La difficulté à transmettre des communications et à assurer leur qualité en période de pointe, du fait de la saturation des réseaux, est d'ailleurs une préoccupation constante de l'Autorité de Régulation des Télécommunications (ART). Mais une tarification différenciée selon les plages horaires est aussi un moyen de gagner des parts de marché : il ne s'agit plus de modifier les comportements de consommation en jouant sur les prix relatifs, mais d'attirer, par des baisses de prix appropriées, une clientèle ciblée en termes de plages horaires.

Des tarifs différenciés selon le moment d'appel et le réseau appelé

La prise en compte, dans la mesure de l'évolution des prix, de changements de ces modes de tarification nécessite une information minimale sur les comportements de consommation des ménages : la proportion $\alpha(t)$ des minutes de communication passées pendant les diverses plages horaires t distinguées par l'opérateur pour un produit donné et la proportion $\beta(d)$ de minutes de communication vers la « destination » d : réseau fixe, réseau mobile du même opérateur ou bien d'un autre opérateur. Désignant par Λ^m la durée cumulée des communications d'un mois m , le nombre $C^m(t, d)$ de minutes de communication passées dans la plage horaire t vers la destination d est :

$$C^m(t, d) = \alpha(t)\beta(d)\Lambda^m \quad (6)$$

On suppose donc cette répartition des communications mensuelles par plages horaires et « destinations » indépendante du produit utilisé et du mois considéré. On fait également l'hypothèse d'indépendance entre le moment de passage des communications et leur destination.

En général, pour les forfaits, la différenciation tarifaire entre les réseaux appelés ne porte que sur les minutes en dépassement. On applique alors le surcoût unitaire propre à un réseau d à la proportion $\beta(d)$ des minutes en dépassement. On revient plus loin sur le calcul, complexe, du

nombre de minutes en dépassement. Sinon, le surcoût concerne l'intégralité des minutes de communication vers d : le surcoût unitaire est alors appliqué à $\beta(d)\Lambda^m$.

Les appels internationaux – appels vers l'étrangers ou depuis l'étranger (le roaming) – sont également l'objet d'une tarification particulière. On n'a pas retenu cet aspect de la tarification car ces communications étant marginales, on n'a pas essayé de prendre en compte leur tarification qui dépend en effet du pays tiers avec lequel elles sont établies.

Une prise en compte évolutive de la durée des appels dans la tarification

La facturation par « tranches » des communications est une pratique ancienne de tous les opérateurs, sur laquelle ils sont revenus, pour partie, en septembre 2002 en proposant pour certains produits une tarification à la seconde. Toutes choses égales par ailleurs (ce qui ne fut pas le cas en septembre 2002 puisque l'opération s'est accompagnée, pour partie, d'une hausse des prix des abonnements ou des cartes), ceci doit se traduire par une baisse de l'indice. Si l'on ne retenait, dans la description des profils de consommation, que la durée *moyenne* Λ des communications, par exemple 30 secondes s'agissant de petits consommateurs, alors on conclurait à une stabilité des prix, comme on va le montrer sur un exemple dont les hypothèses cherchent à être pédagogiques plutôt que réalistes. C'est en affinant cette description par la prise en compte de la distribution des durées des communications que l'on mesure effectivement la baisse des prix. Supposons en effet que les communications soient courtes (15 secondes), moyennes (30 secondes), ou longues (45 secondes), la distribution de cette durée étant uniforme. Considérons également une tarification uniforme, d'abord par tranches de 30 secondes puis à la seconde. Alors l'indice de prix, base 100 avant passage à une tarification à la seconde, devient $100.(15/30 + 30/30 + 45/60)/3 = 75$, en baisse de 25 % (en supposant un prix uniforme de la seconde de communication *facturée*), alors qu'il serait inchangé si toutes les communications étaient supposées durer 30 secondes (cf. tableau 3).

La presse a parlé, l'été 2002, d'une « bataille de la seconde » : alors que tous les opérateurs étaient depuis longtemps alignés sur le principe d'une première minute indivisible, suivie de paliers de 30 secondes, SFR annonce, en juillet 2002, la généralisation de la tarification à la

seconde au-delà de la première minute indivisible. En août, Orange propose une facturation à la seconde pure et simple pour ses forfaits, avec des contreparties toutefois : pour les minutes en dépassement du forfait « une heure », la première minute indivisible subsiste. En outre, les appels vers les mobiles de ses concurrents sont surtaxés, disposition sur laquelle Orange reviendra rapidement. En septembre, Bouygues Telecom annonce à son tour une tarification à la seconde, SFR réagissant immédiatement en proposant également une tarification à la seconde.

Comment a-t-on pris en compte ces changements tarifaires dans l'indice ? On a établi pour chaque profil et chaque produit un coefficient de facturation qui donne la durée facturée de communication par simple multiplication avec la durée réelle des appels. En effet, chaque mois m sont passés $N^m \varphi(\Delta) d\Delta$ appels de durée comprise entre Δ et $\Delta + d\Delta$ (N^m est le nombre total d'appels mensuels et φ la distribution de ces appels selon leur durée). La durée mensuelle de communications est donc proportionnelle au nombre mensuel d'appels : $\Lambda^m = N^m \int_0^{+\infty} \Delta \varphi(\Delta) d\Delta$. Les opérateurs facturent $f^p(\Delta)$ minutes de communications lorsque la durée réelle de l'appel est Δ . La durée mensuelle de communications facturée par l'opérateur est ainsi $\Lambda^{p,m} = N^m \int_0^{+\infty} f^p(\Delta) \varphi(\Delta) d\Delta$ (18). Elle est donc proportionnelle à la durée réelle :

$$\Lambda^{p,m} / \Lambda^m = \int_0^{+\infty} f^p(\Delta) \varphi(\Delta) d\Delta / \int_0^{+\infty} \Delta \varphi(\Delta) d\Delta \quad (7)$$

Ce ratio, supérieure à 1, est le « coefficient de facturation ». Son calcul, sous l'hypothèse d'une distribution exponentielle de la durée moyenne d'un appel est exposé dans l'encadré 2. Le tableau 3 indique, pour l'ensemble des consommateurs mais aussi en distinguant les utilisateurs de forfaits et de cartes, la durée réelle moyenne d'un appel, ainsi que sa durée facturée. Le rapport entre ces deux durées donne le coefficient de facturation.

Tableau 3
La durée moyenne, réelle et facturée, d'un appel en 2001*

Type d'engagement	Durée réelle d'un appel	Durée mensuelle facturée	Coefficient de facturation en décembre 2001
Forfaits	2,0	2,4	1,2
Cartes	0,9	1,4	1,5
Ensemble	1,8	2,2	1,2

* Il s'agit de données moyennes, en minutes pour les durées, calculées sur au moins les six derniers mois de 2001.
Source : Insee, Département des comptes nationaux.

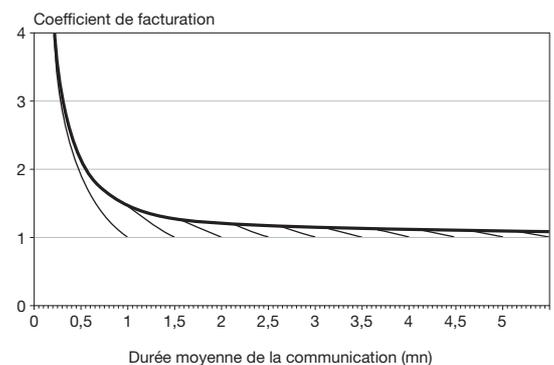
Sur un exemple très simple, on a vu qu'il est important de prendre en compte la distribution de la durée des appels. De fait, le coefficient de facturation obtenu est assez différent selon le type de modélisation de la durée des appels. En effet, avec la seule moyenne de cette durée, il fluctue : il décroît vers 1 lorsque la durée moyenne croît vers la frontière entre deux tranches de facturation, il est nettement supérieur dès que cette durée est légèrement dépassée (cf. graphique II, trait fin). Le phénomène s'estompe avec l'allongement de la durée des communications. Avec une distribution de Poisson, le coefficient baisse au contraire régulièrement lorsque la durée moyenne des communications augmente (trait gras). Cette décroissance est d'ailleurs robuste : il faudrait que la seconde tranche de facturation soit vraiment beaucoup plus longue que la première (de l'ordre de huit minutes si celle-ci est d'une minute !) pour qu'elle ne soit plus satisfaite.

On a vu également que, quel que soit le type d'engagement, les plus gros consommateurs sont ceux qui passent les appels les plus longs. Ils ont donc les coefficients de facturation les plus faibles, ce qui n'apparaîtrait pas nécessairement si l'on ne prenait en compte que la durée moyenne des appels (cf. graphique II). La durée moyenne d'une communication est supérieure à

18. La durée mensuelle de communication facturée pendant la période t vers la destination d dépend donc du produit p :
 $C^{p,m}(t,d) = \alpha(t)\beta(d)\Lambda^{p,m}$.

Graphique II
Le coefficient de facturation en fonction de la durée moyenne des communications

Durée de communication constante (trait fin) ou bien variable, de loi exponentielle (trait gras) (Première tranche de facturation d'une minute, tranches suivantes de trente secondes)



Calculs : Insee.

la minute pour les détenteurs de forfaits, quelle que soit leur taille. Ainsi, là encore, la seule considération de la durée moyenne des communications n'aurait pas permis de prendre en compte dans l'indice la suppression de la première minute indivisible en septembre 2002. Pour les cartes, la durée moyenne des communications est, au contraire, inférieure à la minute. C'est donc la suppression des tranches de facturation de 30 secondes au-delà de la première minute indivisible, l'autre aspect de la révision tarifaire de septembre 2002, qui aurait échappé à la mesure de l'évolution des prix si l'on avait omis de prendre en compte la variabilité de la durée des communications.

Il y avait à priori deux stratégies possibles pour intégrer le coefficient de facturation au calcul de la dépense mensuelle $D^{p,m}$ associée à l'utilisation d'un produit p par un profil : soit modifier la description du profil en remplaçant la durée réelle Λ^m de communication mensuelle par la durée facturée $\Lambda^{p,m}$, soit modifier la description du produit en divisant (multipliant) par le coefficient de facturation tous les éléments de durée (prix) qui définissent le produit et sa tarification. C'est la seconde option qui a été retenue, la première nécessitant de corriger également la distribution des durées d'appels en fonction du produit utilisé, et introduisant donc dans les profils des caractéristiques propres aux produits.

Encadré 2

LE COEFFICIENT DE FACTURATION

Considérons un produit p . La durée d'une communication $f^p(\Delta)$ prise en compte par un opérateur diffère de sa durée réelle Δ :

$$f^p(\Delta) = \begin{cases} \Delta_1^p & \text{si } \Delta \leq \Delta_1^p \\ \Delta_1^p + n\Delta_2^p & \text{si } (n-1)\Delta_2^p \leq \Delta - \Delta_1^p \leq n\Delta_2^p \end{cases} \quad (n \geq 1)$$

où Δ_1^p désigne la durée de la première tranche de communication facturée et Δ_2^p la durée des tranches suivantes. La probabilité que la durée de communication facturée soit égale à $\Delta_1^p + n\Delta_2^p$ vaut :

$$p_n = \int_{\Delta_1^p + (n-1)\Delta_2^p}^{\Delta_1^p + n\Delta_2^p} \varphi(\Delta) d\Delta = \int_{\Delta_1^p + (n-1)\Delta_2^p}^{\Delta_1^p + n\Delta_2^p} \mu^{-1} e^{-\Delta/\mu} d\Delta = (1 - e^{-\Delta_2^p/\mu}) e^{-(\Delta_1^p - \Delta_2^p)/\mu} e^{-n\Delta_2^p/\mu}$$

pour $n \geq 1$ et $p_0 = 1 - e^{-\Delta_1^p/\mu}$ pour $n = 0$. On en déduit la durée moyenne facturée :

$$\sum_{n \geq 0} (\Delta_1^p + n\Delta_2^p) p_n = \Delta_1^p p_0 + \Delta_1^p (1 - p_0) + \Delta_2^p (1 - e^{-\Delta_2^p/\mu}) e^{-(\Delta_1^p - \Delta_2^p)/\mu} \sum_{n \geq 1} n e^{-n\Delta_2^p/\mu}$$

soit, puisque la somme de la série est égale à $e^{-\Delta_2^p/\mu} / (1 - e^{-\Delta_2^p/\mu})^2$:

$$\Delta_1^p + \Delta_2^p \frac{e^{-\Delta_1^p/\mu}}{(1 - e^{-\Delta_2^p/\mu})}$$

D'où l'expression du coefficient de facturation :

$$\frac{\int_0^{+\infty} f^p(\Delta) \varphi(\Delta) d\Delta}{\int_0^{+\infty} \Delta \varphi(\Delta) d\Delta} = \frac{1}{\mu} \left\{ \Delta_1^p + \Delta_2^p \frac{e^{-\Delta_1^p/\mu}}{(1 - e^{-\Delta_2^p/\mu})} \right\}$$

La durée mensuelle de communication facturée pendant la période t vers une destination d dépend du produit p utilisé :

$$C^{p,m}(t, d) = \alpha(t) \beta(t) \Lambda^{p,m}$$

(d'après (6)) soit :

$$C^{p,m}(t, d) = \alpha(t) \beta(t) \frac{1}{\mu} \left\{ \Delta_1^p + \Delta_2^p \frac{e^{-\Delta_1^p/\mu}}{(1 - e^{-\Delta_2^p/\mu})} \right\} \Lambda^m$$

Le report des minutes de communication

Aspect plus complexe encore de la tarification : la possibilité de reporter sur le mois suivant les minutes non consommées un mois donné ou, à l'opposé, la surfacturation des minutes en dépassement du forfait. Il s'agit d'un aspect original de la tarification des services de téléphonie mobile.

Là aussi, il est indispensable de prendre en compte la variabilité de la durée des communications pour appréhender correctement la mesure de l'évolution des prix. Un exemple simple éclairera ce point. Considérons un forfait de 60 mn mensuelles, à 0,1 euro la minute « dans » et « hors » le forfait. Imaginons un profil consommant, en moyenne, 60 mn par mois. Supposons que la minute hors forfait passe de 0,1 à 0,2 euro. Si l'on s'en tient à une description du profil par la seule moyenne de sa durée mensuelle de communication, les prix resteront stables. Par contre, si l'on affine les hypothèses en supposant que la consommation mensuelle du profil est aléatoire – 45 mn, 60 mn ou 75 mn avec la même probabilité – alors la consommation moyenne du profil en dépassement est de 5 mn en moyenne (ou espérance) : 0 minute si la durée mensuelle est de 45 ou 60 minutes (probabilité égale à 2/3), 15 minutes avec une probabilité d'un 1/3. Ainsi, la dépense mensuelle moyenne totale passe de $6 + 0,5 = 6,5$ euros avant la hausse de prix à $6 + 2*0,5 = 7$ euros après, soit une hausse de prix de 7,7 %.

Si maintenant on prend en compte le report des minutes, le stock de minutes disponible dès le deuxième mois est de 60 ou 75 mn : 60 mn avec une probabilité de 2/3 (si on a téléphoné 60 ou 75 mn le mois précédent), 75 mn avec une probabilité 1/3 (si on a téléphoné 45 mn le mois précédent) (19). Si le stock disponible est de 60 mn il y a alors dépassement – de 15 mn correspondant à une consommation de 75 mn – avec une probabilité de 1/3 occasionnant un surcoût moyen de $(1/3)*15*0,1 = 0,5$ euro avant la hausse et de $(1/3)*15*0,2 = 1$ euro après. Si le stock est de 75 mn (probabilité égale à 1/3), il n'y a pas dépassement : la dépense mensuelle est de 6 euros. L'indice de prix, base 100 avant la hausse, est alors :

$$\frac{\frac{2}{3}7 + \frac{1}{3}6}{\frac{2}{3}6,5 + \frac{1}{3}6} \cdot 100 = 105,3$$

Ainsi, avec report il y a encore une hausse des prix (+ 5,3 %) mais elle est inférieure à ce que l'on avait trouvé (+ 7,7 %) avant de prendre en compte l'effet report.

De façon générale, la prise en compte des reports de minutes et des dépassements est complexe dans le calcul de l'indice des prix. En principe, le dépassement un mois donné m dépend de la consommation de ce mois et du report éventuel de minutes du mois précédent. Mais le report du mois $m-1$ dépend lui-même du nombre de minutes de communication passé le mois $m-1$ relativement aux minutes disponibles donc du report de minutes non consommées le mois $m-2$. À l'aide d'une procédure récursive il est donc possible, connaissant la consommation de minutes Λ^l ($l = m-k, \dots, m$) mois après mois depuis l'acquisition du forfait le mois $m-k$, de déterminer le report dont on bénéficie le mois m . *In fine*, le nombre de minutes de communications passées hors forfait a , pour un profil donné, l'expression $DEP^{p,m} = \Theta^p(\Lambda^m, \Lambda^{m-1}, \dots, \Lambda^{m-k})$ (cf. encadré 3).

La fonction Θ^p est très complexe : il s'agit de la composition de la fonction Φ – qui indique la dépense mensuelle résultant de la durée mensuelle d'appels (déclinée par plages horaires) et du stock de minutes disponibles ce mois, une fois pris en compte les reports de minutes des mois précédents et le mécanisme éventuel de report, à l'intérieur du mois, de minutes en heures pleines vers les plages d'heures creuses – avec les « fonctions de report » Ψ_{hc} et Ψ_{hp} , intégrant des éléments propres au produit p – le nombre de minutes C^p allouées dans le forfait – et au profil : la distribution des communications par plages horaires $\alpha(t)$ et destination $\beta(d)$ ainsi que leur durée moyenne μ .

Comme les contrats limitent effectivement les possibilités de report des minutes, par souci de simplification des calculs, on a supposé, comme dans l'exemple introductif, que les minutes disponibles et non consommées un mois donné n'étaient disponibles que le mois suivant (20).

19. On considère ici par souci de simplification que les minutes reportées d'un mois m sur le mois suivant $m+1$ ne sont plus utilisables le mois $m+2$.

20. Formellement, le report de minutes du mois $m-1$ ne dépend que des niveaux de consommation et des stocks forfaitaires de ce mois $m-1$:

$$R^{p,m}(hc) = \Psi_{hc}(C^{p,m-1}(hc), C^{p,m-1}(hp), C^p(hc), C^p(hp))$$

$$R^{p,m}(hp) = \Psi_{hp}(C^{p,m-1}(hc), C^{p,m-1}(hp), C^p(hc), C^p(hp))$$

(cf. encadré 3).

Par exemple, si on dispose d'un forfait de 60 mn mensuelles, qu'en janvier on téléphone 50 mn (report de 10 mn sur février) et qu'en février on téléphone 65 mn (sans dépassement, puisqu'on dispose en février de 70 mn), alors en mars on ne dispose que de 60 mn : les 5 mn non consommées en février ne sont pas reportables en mars. Par contre, si en février on avait téléphoné 55 mn, en mars on aurait disposé de 65 mn. L'expression du dépassement devient donc :

$$DEP^{p,m} = \Theta^p(\Lambda^m, \Lambda^{m-1}) \quad (8)$$

On a également supposé, conformément à une pratique assez générale, que le report des heures creuses n'est pas possible : $\Psi_{hc}(x, y, x', y') = 0$. Le dépassement est aléatoire car il dépend du nombre de communications et de leurs durées qui sont les éléments aléatoires dans la consommation de services. C'est son espérance qui est prise en compte dans la dépense que le consommateur va chercher à minimiser. Celle-ci s'exprime :

$$E(DEP^{p,m}) = \int_0^{+\infty} \Theta^p(x, y) \lambda(x) \lambda(y) dx dy \quad (9)$$

où λ est la densité de la loi de la durée mensuelle des appels estimée précédemment à l'aide des

informations recueillies dans le cadre de l'enquête auprès des opérateurs. Cette écriture résulte également de l'hypothèse d'indépendance des durées mensuelles (Λ^m et Λ^{m-1} ici) de communication (cf. *supra*). À partir de la distribution des utilisateurs de forfaits entre les différents produits en décembre 2001, distribution fournie par l'enquête, on a estimé le dépassement moyen au niveau de chacun des 27 profils de consommation concernés. Globalement, ce dépassement est de 50 minutes en moyenne, soit 28 % de la durée mensuelle totale de communication des utilisateurs de forfaits (175 mn - cf. tableau 1). Ce chiffre doit être interprété avec précaution car on affecte aux différents utilisateurs d'un profil leur comportement moyen de consommation.

Expression de la dépense de base pour les forfaits

L'abonnement mensuel à un forfait est d'autant moins cher que la durée d'engagement, en général de 12 ou 24 mois, est longue. Pour les opérateurs, il s'agit de fidéliser la clientèle. À priori, le choix de la durée d'engagement devrait, comme ceux des options de report des minutes ou du numéro préféré, résulter de la recherche de la dépense minimale assurant la satisfaction

Encadré 3

LE REPORT DES MINUTES DE COMMUNICATION : LE CAS DES FORFAITS

L'achat d'un forfait p inclut un nombre mensuel total $C^p(t)$ de minutes d'appel (un « crédit temps ») pour chaque plage horaire t (il y en a deux, qui peuvent être complémentaires (jour, soir et week-end) ou non (7 jours sur 7 et soir et week-end)). Dans tous les cas, ces deux plages sont notées hp (heures pleines) et hc (heures creuses) : il est possible de reporter des heures pleines vers les heures creuses mais non l'inverse. Le crédit temps peut être augmenté chaque mois m du nombre $R^{p,m}(t)$ de minutes non consommées le mois précédent. Ce report dépend du produit et du mois. On montre (cf. annexe 1) qu'il existe des fonctions numériques Φ , Ψ_{hc} et $\Psi_{hp} : R^4 \rightarrow R$ telles que, pour tout forfait p et tout mois m :

$$DEP^{p,m} = \Phi(C^{p,m}(hc), C^{p,m}(hp), C^p(hc) + R^{p,m}(hc), C^p(hp) + R^{p,m}(hp))$$

$$R^{p,m}(hc) = \Psi_{hc}(C^{p,m-1}(hc), C^{p,m-1}(hp), C^p(hc) + R^{p,m-1}(hc), C^p(hp) + R^{p,m-1}(hp)) \quad (*)$$

$$R^{p,m}(hp) = \Psi_{hp}(C^{p,m-1}(hc), C^{p,m-1}(hp), C^p(hc) + R^{p,m-1}(hc), C^p(hp) + R^{p,m-1}(hp)) \quad (**)$$

Les fonctions Φ , Ψ_{hc} et Ψ_{hp} ont les expressions suivantes :

$$\Phi(x, y, x', y') = \mathbb{1}_{\{x \leq x'\}}(y - y')^+ + \mathbb{1}_{\{x > x'\}}(x + y - x' - y')^+$$

$$\Psi_{hc}(x, y, x', y') = (x' - x)^+$$

$$\Psi_{hp}(x, y, x', y') = \mathbb{1}_{\{x \leq x'\}}(y' - y)^+ + \mathbb{1}_{\{x > x'\}}(x' + y' - x - y)^+$$

Les suites $(R^{p,m}(hc))_m$ et $(R^{p,m}(hp))_m$ sont déterminées simultanément par récurrence d'après (*) et (**).

des besoins des consommateurs en téléphonie mobile au moindre coût. En effet, de même que pour les options, il convient d'arbitrer entre un surcoût de l'abonnement et un moindre coût de certaines communications, il s'agit là aussi de peser le pour et contre entre un moindre coût de l'abonnement et un engagement plus long sur un produit. Toutefois, s'il est possible (21) de calculer la réduction de coût résultant de la souscription d'une option à partir du principe tarifaire de l'option et de la description des profils découlant de l'enquête auprès des opérateurs, il est exclu de mesurer le coût résultant d'une contrainte d'engagement plus forte. Mais alors, dans la logique de minimisation de la dépense, il serait toujours préférable de prendre la durée d'engagement la plus longue puisque, à coup sûr, on paie moins chaque mois. On s'est donc écarté de cette logique en suivant la dépense moyenne entre un engagement court et un engagement long, les opérateurs ayant fourni pour chaque profil la proportion de consommateurs par durées d'engagement.

L'expression, dans le calcul de l'indice, de la dépense liée aux appels dans le cas d'un forfait, est donc :

$$E(A^{p,m}) = F^p + \tau \Delta F^p + R^p + P^p + \sum_d \delta^p(d) \beta(d) E(DEP^{p,m}) \quad (10)$$

où F^p est le prix de l'abonnement mensuel, ΔF^p la variation de ce prix résultant d'une durée

d'engagement non standard et τ la proportion de clients (propre à chaque profil) ayant une telle durée d'engagement, R^p et P^p les abonnements mensuels aux options « report des minutes » et « numéro préféré » (cf. encadré 4), $DEP^{p,m}$ le dépassement mensuel, seul élément aléatoire de la dépense (4), $\beta(d)$ la proportion de minutes vers la destination d et $\delta^p(d)$ le prix de la minute en dépassement dans cette direction. Le principe de calcul de l'indice consiste pour chaque profil à choisir entre deux produits : l'un sans l'option, l'autre avec mais aussi avec un abonnement mensuel augmenté du prix de l'option.

Les opérateurs proposent des formules très variées. Ainsi, dans le cas des forfaits « ajustables » (cf. encadré 5), l'expression de la dépense liée aux appels est plus complexe :

$$A^{p,m} = \Delta A + E(\text{Min}_{p \in P} \{F^p + \tau \Delta F^p + P^p + \sum_d \delta^p(d) \beta(d) DEP^{p,m}\}) \quad (11)$$

L'offre standard des opérateurs comporte aussi des forfaits dont l'abonnement mensuel, réduit, ne s'accompagne d'aucune minute de communication. Les opérateurs ne proposaient d'ailleurs que cette formule tarifaire aux débuts de la téléphonie mobile. Le traitement en est en fait standard : le crédit temps est nul, toutes les minutes étant en dépassement.

21. Même si cela alourdit très vite et de façon considérable la programmation informatique du calcul de l'indice.

Encadré 4

LE NUMÉRO « PRÉFÉRÉ »

Les opérateurs proposent tous en option, généralement payante, une réduction tarifaire vers un ou plusieurs numéros préalablement désignés. Dans un souci de simplicité, nous avons retenu un seul numéro, le plus appelé. L'enquête donne la part pour chaque profil des durées d'appels vers ce numéro. Cette option tarifaire est proposée sous deux formes : ou bien une réduction explicite du prix de la minute de communication vers ce numéro, ou bien, pour les forfaits, une durée mensuelle de communication vers ce numéro pour un prix mensuel forfaitaire.

Dans le premier cas, le prix moyen de la minute, égal à F^p/C^p sans l'option, devient $(1-P)F^p/C^p + P\lambda F^p/C^p$ c'est-à-dire $(1-(1-\lambda)P)F^p/C^p$ où P est la proportion de minutes de communication passées vers le numéro préféré et λ le taux de réduction du prix de la minute vers le numéro préféré. La proportion P est fournie par l'enquête sur les profils de consommation (cf.

tableau 1). Tout se passe donc comme si le stock forfaitaire de minutes était accru : $C^p/(1-(1-\lambda)P)$ au lieu de C^p . Il est à noter que le souci de « ramener » toutes les nouveautés tarifaires des opérateurs à quelques « standards » de base a été une préoccupation constante afin de limiter la taille du programme informatique de calcul de l'indice. Ce stock fictif de communications a été utilisé dans l'expression du calcul du dépassement de l'encadré 3. Le prix des minutes en dépassement a lui aussi été dédoublé : le prix prévu contractuellement sauf pour les communications vers le numéro préféré, le prix de la minute en dépassement étant alors réduit du taux λ .

La prise en compte de la différenciation des prix selon les plages horaires éventuelles et les réseaux appelés, effective dans la programmation de l'indice, complique encore le calcul précédent de la dépense avec réduction de prix vers un numéro préféré.

La tarification des cartes

Les opérateurs proposent généralement une version qui différencie les prix des communications selon les plages horaires : la tarification d'une carte p prévoit, explicitement ou non, autant de prix $\pi^{p,t,d}$ qu'il y a de plages horaires t et de destinations d . À partir de la durée moyenne des communications à l'intérieur de chaque plage horaire, il est aisé de calculer une dépense mensuelle moyenne totale : $\sum_{t,d} \pi^{p,t,d} E(C^{p,m}(t,d))$. Par ailleurs, la carte a un prix G^p et une durée de validité θ : 2 mois, 3 mois, etc. et ainsi une dépense mensuelle moyenne $F^p = G^p/\theta$. Si $\sum_{t,d} \pi^{p,t,d} E(C^{p,m}(t,d)) \geq F^p$ les consommateurs du profil épuisent le crédit temps offert avant la fin de validité de la carte. Il leur suffit alors d'en acheter une autre. La dépense mensuelle liée à la consommation de la carte est $\sum_{t,d} \pi^{p,t,d} E(C^{p,m}(t,d))$. Par contre, si $\sum_{t,d} \pi^{p,t,d} E(C^{p,m}(t,d)) < F^p$ alors le profil ne consomme pas la totalité de son crédit temps dans la durée de validité de la carte. Il bénéficie, certes, du report des minutes, mais au total, le paiement mensuel moyen est bien F^p . Ainsi, la dépense à prendre en compte est :

$$A^{p,m} = \max\{\sum_{t,d} \pi^{p,t,d} E(C^{p,m}(t,d)) ; F^p\} \quad (12)$$

La différenciation des prix selon les plages horaires peut s'avérer plus complexe. Un opérateur a proposé la formule suivante : un stock de minutes C^p pour un prix G^p et un stock de minutes de communication gratuit $C^p(t)$ valable pour les communications passées dans une plage horaire t (soir et week-end). Elle a été intégrée au calcul de l'indice (Lacroix et Magnien, 2001).

Finalement, les expressions (4), (5), (10), (11) et (12) permettent de calculer la dépense men-

suelle $D^{p,m}$ induite par la consommation d'un produit p , forfait (ajusté ou non) ou carte. La programmation du calcul de cette dépense nécessitait une description « standard » des produits offerts (cf. tableau 4).

Le numéro préféré n'est pas traité comme une option : le stock peut être nul ou le taux de réduction λ nul. Il en est d'ailleurs systématiquement ainsi vers les autres réseaux. Pour les cartes, on ne prend pas en compte la durée de validité en réception.

Après de fortes baisses en 1999, les prix se sont stabilisés

Le calcul de l'indice des prix des services de téléphonie mobile, selon la méthodologie exposée précédemment, a été réalisé sur la période allant de janvier 1999 à décembre 2002. Les profils de consommation établis à partir d'observations relatives à l'année 2001 ont été utilisés sur la totalité de cette période. Ces profils sont adaptés au calcul de l'indice en 2001, un peu moins pour 2000 et 2002, encore moins pour 1999. En effet, les usages des consommateurs évoluent, en particulier sous l'effet de l'offre sans cesse renouvelée des produits, mais sans doute assez lentement (à l'exception notable de l'envoi de SMS, qui augmente très fortement chaque année). Les prochaines enquêtes auprès des opérateurs sur les profils de consommation apporteront un éclairage sur ce point.

L'effet de la fréquence du chaînage reste assez limité (cf. graphique III) : le chaînage annuel amplifie la baisse des prix de deux à trois points par rapport au chaînage mensuel (qui

Encadré 5

LE FORFAIT « AJUSTABLE »

Il s'agit d'un produit « dérivé », construit à partir des forfaits classiques. Sa tarification est très élaborée. La logique d'un consommateur est de minimiser sa dépense. Or, *ex ante*, celle-ci est aléatoire, de sorte que le consommateur choisit un produit, non pas en fonction de la dépense qu'il génère effectivement mais en fonction de la dépense « espérée » ou attendue. Il sélectionne précisément le produit qui minimise cette espérance. Idéalement, le consommateur souhaiterait pouvoir choisir son produit *ex post*. Il paierait ainsi, chaque mois, la dépense $\min\{A^{p,m}, p \in P\}$ correspondant au produit qui s'avère finalement le moins coûteux dans un ensemble donné P de produits, en pratique,

une gamme de forfaits d'un opérateur. Les opérateurs proposent ce type de produit. Mais, compte tenu de l'avantage certain qu'il procure, il faut payer une « prime » mensuelle ΔA en plus du paiement mensuel (variable) de l'abonnement au forfait le plus adapté à la consommation du mois. Dans le calcul de l'indice, le produit optimal retenu est le forfait ajustable si :

$$\Delta A < \min_{p \in P} E(A^{p,m}) - E(\min_{p \in P} A^{p,m})$$

La réalisation de cette condition dépend de la loi λ de la durée mensuelle totale des appels du profil.

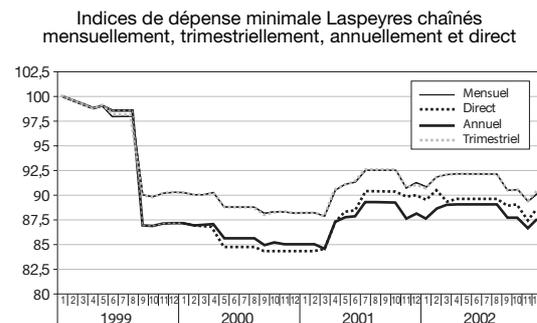
est très proche du chaînage trimestriel). L'écart s'est creusé en 1999. En effet, cette année est caractérisée par une forte et régulière substitution des cartes aux forfaits (cf. graphique I). La brutale baisse de prix des cartes en juin alors que les prix des forfaits restent stables (cf. graphique IV) est donc davantage pondérée avec le chaînage mensuel. On observe effectivement, avec ce type de

chaînage, une baisse de l'indice d'ensemble légèrement plus forte (les cartes sont encore très minoritaires chez les usagers). Ensuite, en septembre, ce sont les forfaits qui enregistrent une très forte baisse de prix (cf. *infra*). Dans la mesure où ils sont sur-pondérés avec le chaînage annuel, l'indice d'ensemble correspondant baisse plus fortement que l'indice chaîné mensuellement.

Tableau 4
La description d'un produit et de sa tarification

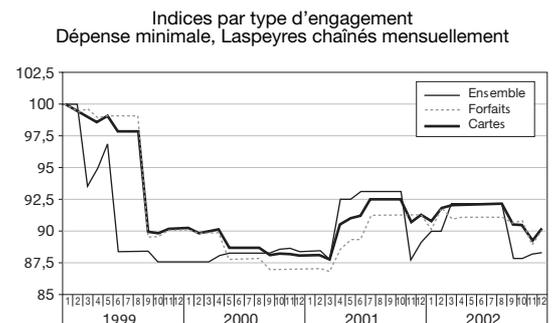
Caractéristiques	Modalité	Prix
Opérateur	Orange, SFR, BouyguesTelecom	F^p abonnement mensuel pour un forfait G^p prix d'une carte
Type d'engagement	Forfait ou carte	
Libellé	p indique la durée x d'engagement d'un forfait	
Durée d'engagement différente de x pour un forfait	0, 12, 24,... mois	ΔF^p
Durée de la première tranche facturée	Δ_1^p (1 sec., 1 mn,...)	Modifie les durées ci-dessous en divisant par le coefficient de facturation (qui dépend du profil)
Durée des tranches suivantes	Δ_2^p (1 sec., 15 sec., 30 sec.,...)	
Crédit temps heures pleines	$C^p(hp)$ 2 h, 4 h,...	Prix minute vers « même » réseau
		Prix minute vers autre réseau
Crédit temps heures creuses	$C^p(hc)$ 1 h, ...	Prix minute hors forfait même réseau
		Prix minute hors forfait vers autre réseau
Report des minutes	Option	Coût de l'option F^p
Numéro préféré	Stock de minutes de communications (seulement vers le même réseau)	Coût de l'option P^p
	Réduction tarifaire d'un taux λ (seulement vers le même réseau)	
SMS	Stock de n_x SMS	Prix du stock σ_x et prix en dépassement du stock
Facturation détaillée	Option	$\pi^p(s)$
Double appel		
Présentation du numéro		

Graphique III
L'effet des différents types de chaînage



Source : Insee, Département des comptes nationaux.

Graphique IV
Les prix des forfaits et des cartes ont évolué de concert



Source : Insee, Département des comptes nationaux.

L'enseignement majeur du calcul d'indice est la stabilité globale des prix des services de téléphonie mobile depuis trois ans, après les fortes baisses de l'année 1999 et, sans doute, des années précédentes (22). Cette inflexion résulte vraisemblablement, pour partie, des investissements engagés par les opérateurs pour le développement des actuels réseaux GSM et de la perspective du déploiement des réseaux mobiles de la troisième génération : les réseaux UMTS (Universal Mobile Telecommunications System).

Plusieurs événements ont rythmé l'évolution des prix. Les fortes baisses de 1999 sont dues à l'enrichissement de l'offre plutôt qu'à la baisse des tarifs existants. Les opérateurs ont notamment proposé une nouvelle option : des prix moins élevés vers un ou plusieurs numéros « préférés » (cf. encadré 5). Le niveau des prix remonte en 2001 sous l'effet de divers ajustement tarifaires, notamment un recadrage à la hausse de la tarification vers les « numéros préférés ». Enfin, l'automne 2002 est marqué par le passage pour certains produits à une tarification à la seconde. L'effet sur l'indice peut apparaître limité. Il faut toutefois rappeler que ce changement tarifaire a été le plus souvent proposé comme une *option payante*. En outre, elle ne vaut pas en général pour les communications en dépassement des forfaits alors que ces communications représentent une part significative des appels.

Une baisse moins forte que celle des prix moyens

La stabilisation des prix des services de téléphonie mobile à partir de 2000 est confirmée par celle des *prix moyens* des minutes de communication. Ces prix moyens étaient en effet calculés à partir des données de l'ART par les comptes nationaux jusqu'en 2002 faute d'un suivi des prix des services de téléphonie mobile dans l'indice des prix à la consommation. Après une chute de - 20 % pour les prix moyens « ART – Comptes nationaux » et de - 7 % pour l'indice de prix « à usage constant » en moyenne annuelle entre 1999 et 2000, les prix se sont effectivement stabilisés selon les deux indicateurs : + 2 % et + 1,4 % respectivement entre 2000 et 2001 puis + 0,9 % dans les deux cas entre 2001 et 2002.

La plus forte baisse des prix moyens entre 1999 et 2000, que l'on observe aussi entre 1998 et 1999 (23), peut sembler de même nature que

celle observée à partir des années 1970 et jusqu'au début des années 1980, lorsque la grande distribution s'est déployée, entraînant le déplacement d'une large part des quantités achetées vers les grandes surfaces meilleur marché et vers des marques moins chères (Saglio, 1995). Dans le cas de la téléphonie mobile, le mécanisme est plus complexe. En effet, le déplacement des forfaits vers les cartes, plus chères, joue plutôt dans l'autre sens. Par contre, un phénomène a opéré plus fortement et en sens inverse. Il résulte de l'approche à usage constant du calcul de l'indice. Les opérateurs proposent des baisses de prix, souvent importantes, mais ciblées, par exemple sur les appels vers le même réseau ou bien passés dans des plages horaires spécifiques. Les consommateurs profitent inévitablement de ces baisses de prix en modifiant, dans le sens que l'on imagine, la structure de leurs communications, engendrant ainsi une baisse des prix moyens. Mais ces baisses ne seront pas prises en compte dans l'indice puisqu'il s'appuie sur un *usage constant* des services de téléphonie mobile, la répartition des appels par destination ou plage horaire (fournie par l'enquête auprès des opérateurs) restant donc fixe dans le calcul de l'indice.

Cartes et forfaits n'enregistrent pas d'évolutions de prix très différentes sur longue période (cf. graphique IV). On observe un phénomène de « sortie de fourchette » (qu'on ne retrouve pas par exemple avec la désagrégation de l'indice d'ensemble selon la taille des consommateurs) : à plusieurs reprises, notamment de la fin de l'année 1999 au milieu de l'année 2000, l'indice d'ensemble est légèrement supérieur, en niveau, aussi bien aux indices des cartes que des forfaits. Ce phénomène, connu sous le nom de « bouncing de Schultz » (24), résulte d'évolutions contraires des deux sous-indices dans un contexte de chaînage très rapproché et génère un léger biais positif.

Déjà, l'évolution des prix des services de téléphonie mobile mesurée par l'ART sur l'année 1998 (ART, 1999) indiquait une baisse tendancielle des prix plus marquée pour les plus « gros » consommateurs. Ce constat vaut encore en 1999 (cf. graphique V-A). Ensuite, les prix se stabilisent puis, en 2001, les évolutions sont beaucoup plus favorables aux utilisateurs

22. Une étude de l'ART (1999a) établit ce fait pour l'année 1998.
23. En se référant pour l'indice des prix à l'étude de l'ART citée précédemment.

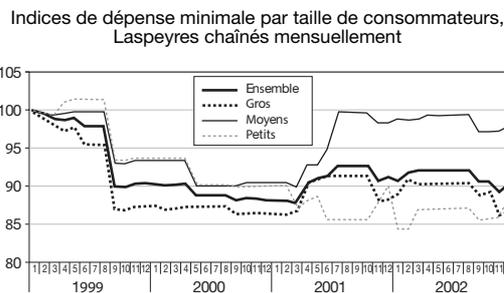
24. Cf. Pour comprendre l'indice des prix, Insee méthodes, n° 81-82, décembre 1998.

« extrêmes » (petits et gros). Toutefois, si les opérateurs semblent favoriser l'hétérogénéité des modes de consommation, ils paraissent aussi vouloir atténuer la différence entre les types d'engagement. En effet, les évolutions de prix sont plus fortes pour les cartes (respectivement les forfaits) s'agissant des petits (respectivement des gros) consommateurs, qui utilisent davantage des cartes (respectivement des for-

faits) que des forfaits (respectivement des cartes) (cf. graphiques V-B et V-C). Ces évolutions différenciées des prix entre cartes et forfaits aussi bien chez les « petits » consommateurs, qui utilisent plutôt des cartes, que chez les gros, plutôt abonnés à des forfaits, tendent à infléchir en fin de période l'accroissement de la part des cartes, inflexion que l'on observe effectivement sur le graphique I à partir du milieu de l'année 2001. Il faut probablement y voir la volonté des opérateurs de freiner le recul de la part des forfaits dans le public.

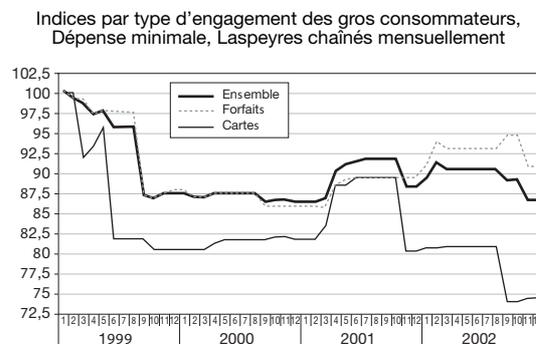
Graphique V
Évolutions des prix des services de téléphonie mobile de 1999 à 2002

A - L'évolution des prix a été favorable à ceux qui consomment soit peu soit beaucoup



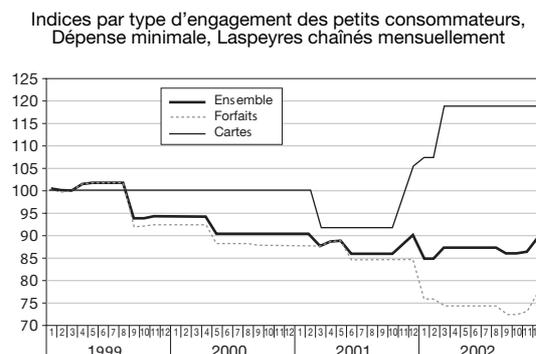
Source : Insee, Département des comptes nationaux.

B - Depuis 2002, les prix des cartes sont plus favorables aux gros consommateurs...



Source : Insee, Département des comptes nationaux.

C - ... et les forfaits aux petits



Source : Insee, Département des comptes nationaux.

Une analyse en information imparfaite

La dépense réelle des ménages excède leur dépense minimale calculée selon (1). On a évalué le surcoût à partir de l'enquête auprès des opérateurs, qui donne la distribution des consommateurs entre les produits en décembre 2001. À cette date, pour 70 % des détenteurs de forfait, le surcoût était inférieur à 30 %. Il est difficile de fournir une distribution plus détaillée des consommateurs selon l'ampleur de ce surcoût car son évaluation est délicate. En effet, le surcoût *calculé* est différent du surcoût *réel* puisque les besoins réels des consommateurs (durée mensuelle des appels, distribution par plages horaires, par destination, etc.) sont remplacés par ceux des profils auxquels ils appartiennent. Moins il y a de profils, plus la dispersion des clients autour de leur description moyenne est importante et, par conséquent, plus le calcul de leur dépense, en particulier de leur dépense minimale liée à l'utilisation d'un produit, est biaisée. Le nombre élevé de profils retenus dans ce travail réduit toutefois le biais d'estimation du surcoût.

Il convient, en outre, de préciser que le surcoût de dépense a été calculé par référence à la dépense minimale relative aux produits *commercialisés*. Les détenteurs de produits non commercialisés peuvent donc avoir une dépense inférieure à cette dépense « minimale » et par conséquent un « surcoût » négatif.

L'offre de services de téléphonie mobile et sa tarification sont si divers que les choix des consommateurs, mêmes rationnels, ne peuvent être fondés que sur une connaissance partielle des avantages et inconvénients relatifs des produits. Selon une enquête de l'ART (1999b), seule une minorité d'utilisateurs ont connaissance de la tarification des communications au-delà d'un forfait

ou des conditions d'un changement de forfait chez le même opérateur. Les consommateurs sont, de plus, *constraints* par leurs choix passés car l'achat d'un produit les engage : durée de contrat pour un forfait, coût global de la carte pour une carte prépayée. Mais cette contrainte monétaire – il est peu rentable, pour un consommateur, de résilier son forfait avant terme afin d'en prendre un autre un peu moins cher – a été toutefois assouplie, notamment pour des changements au sein de la gamme du même opérateur. L'avantage financier procuré par le changement de produit doit être suffisant pour compenser les inconvénients non monétaires du changement (démarches à entreprendre, nouveau numéro, etc.). Par ailleurs, les irrégularités, généralement difficiles à prévoir et de courte durée, qui affectent les consommations au cours du temps rendent difficile le maintien permanent sur le sentier optimal, ce qui se traduit nécessairement par des surcoûts. Enfin, il est probable que les consommateurs utilisent souvent des produits de téléphonie mobile inadaptés à leurs besoins parce qu'ils les ont reçus en cadeau de la part de tiers qui connaissent mal leurs modes de consommation. Cet effet est sans doute loin d'être négligeable au vu de l'accélération systématique de la taille du parc des usagers dans la période des fêtes de fin d'année (cf. graphique I).

Une modélisation avec « frictions »

L'analyse précédente suggère une approche alternative à la mesure des prix des services de téléphonie mobile. Elle suppose que les consommateurs optimisent leurs choix mais avec une information limitée, imparfaite, sur l'offre de produits. Toutes choses égales par ailleurs, une meilleure connaissance de la tarification des produits réduira leur dépense à usage constant et se traduira donc par une baisse de l'indice.

La construction d'un indice de prix à usage constant avec « frictions » passe par une remise en question de la relation (1), qui décrivait jusqu'ici la dynamique de mobilité des consommateurs entre les produits. Alors qu'on faisait l'hypothèse que chaque mois les consommateurs migraient *tous* vers le produit optimal (celui qui minimise la dépense en l'absence de frictions), on suppose désormais que seule une partie d'entre eux – les mieux informés – vont changer de produit pour aller vers le produit optimal.

La mise en œuvre de cette approche nécessite une information supplémentaire : la distribution des usagers, le mois de base et au sein de chaque profil, entre les différents produits. Cette distri-

bution constitue en effet le point de départ de la nouvelle dynamique de mobilité des consommateurs. Elle est connue pour le mois de décembre 2001 grâce à l'enquête auprès des opérateurs sur les profils de consommation. Les prochaines enquêtes permettront de connaître cette distribution chaque mois de décembre.

Paradoxalement, la modélisation avec frictions, bien que plus complexe, permet de prendre en compte les produits qui ne sont plus commercialisés. Il devient en effet inutile de connaître à tout moment le nombre de détenteurs de tels produits : comme pour les autres produits, la connaissance du nombre de leurs utilisateurs en décembre (le mois de base) est suffisante. La seule information supplémentaire requise est leur date de retrait du marché. À partir de cette date, ils perdent comme les autres produits, chaque mois où ils ne sont pas optimaux, une proportion de leurs utilisateurs (mais ils ne disparaissent pas nécessairement). Par contre, tant qu'ils sont optimaux, le nombre de leurs utilisateurs reste stable : aucun consommateur ne migre vers eux.

Ces produits posent toutefois un problème particulier. En l'absence de frictions, il était inutile de prendre en compte la croissance du parc de consommateurs : seules des données sur sa structure étaient nécessaires afin d'agréger les indices des profils. Dans la modélisation avec « frictions », les produits non commercialisés sont pris en compte. Or leur part, en termes d'effectifs, *diminue* mécaniquement sous l'action de la croissance du parc. Celle-ci doit donc être prise compte dans la dynamique de mobilité des consommateurs entre produits (cf. encadré 6).

L'agrégation des indices des profils est analogue à la procédure en information parfaite : dans les relations (2) et (3), il suffit de remplacer la dépense minimale \hat{D}^m par la dépense moyenne :

$$\sum_p f_T^{p,m} D_T^{p,m}$$

où

$$f_T^{p,m} = S_T^{p,m} / \sum_p S_T^{p,m}$$

est la proportion de consommateurs de profil T le mois m sur le produit p (25).

25. $S_T^{p,m}$ est le nombre de consommateurs de type T consommant le produit p le mois m résultant de la dynamique décrite dans l'encadré 6.

Le calcul de l'indice avec frictions sur les mois antérieurs à décembre 2001 posait problème car on ne disposait pas de distributions des consommateurs entre les produits permettant d'initier la dynamique. Celle-ci a donc été « inversée » (cf. encadré 7).

Ainsi, il existe en $m-1$ un état antérieur à l'état du mois m si et seulement si la proportion de clients optimaux le mois m est supérieure au coefficient de mobilité. On remarquera que cette relation devient triviale en l'absence de frictions : ρ^m et π^m sont tous les deux égaux à 1. Avec frictions, elle n'est pas toujours satisfaite, ce qui a conduit à modifier la modélisation du calcul d'indice (cf. encadré 8).

Des résultats fortement dépendants du coefficient de mobilité

Le calcul de l'indice en 2002 et sa rétropolation jusqu'en janvier 1999 ont été réalisés avec diverses valeurs du coefficient de mobilité, supposé le même pour tous les profils, tous les produits et sur toute la période d'étude. Ce coefficient peut s'exprimer de façon équivalente comme un taux ou bien une durée : celle, moyenne, pendant laquelle un consommateur garde le même produit. Le graphique VI donne les résultats obtenus avec des durées de un, deux, trois et quatre ans (soit des coefficients de mobilité de 1/12, 1/24, 1/36 et 1/48).

Encadré 6

LA DYNAMIQUE DE MOBILITÉ DES CONSOMMATEURS EN INFORMATION IMPARFAITE

La dynamique de mobilité des consommateurs explicite, au niveau des profils, la transition entre leurs distributions successives $(S^{p,m-1})_p$ et $(S^{p,m})_p$ entre les différents produits p disponibles (1) chaque période. En information imparfaite, la formalisation de cette dynamique nécessite l'introduction de deux paramètres supplémentaires. D'abord, le « coefficient de mobilité » $\pi^{p,m}$, égal à la proportion de consommateurs, parmi ceux qui utilisaient le produit p le mois $m-1$, qui migrent le mois m vers un produit commercialisé optimal (2). Ensuite, le taux de croissance σ^m du parc de clients le mois m par rapport au mois précédent. Le taux de croissance $\bar{\sigma}^m$ du parc restreint aux détenteurs de produits commercialisés le mois m est plus élevé : $\bar{\sigma}^m = \sigma^m / \alpha_C^m$, où :

$$\alpha_C^m = \frac{\sum_{p \text{ commercialisé}} S^{p,m-1}}{\sum_p S^{p,m-1}}$$

C'est en fait ce taux qui intervient dans la dynamique car il permet de déterminer le nombre d'utilisateurs $\tilde{S}^{p,m-1}$ d'un produit p , commercialisé ou non, après la prise en compte de la croissance du parc entre $m-1$ et m mais avant la migration vers les produits optimaux le mois m :

$\tilde{S}^{p,m-1} = (1 + \bar{\sigma}^m) S^{p,m-1}$ si p est commercialisé le mois m

$\tilde{S}^{p,m-1} = S^{p,m-1}$ si p n'est plus commercialisé le mois m

La dynamique en information imparfaite est alors la suivante :

- si un produit p n'est pas optimal un mois m ($D^{p,m} > \hat{D}^m$) alors $S^{p,m} = (1 - \pi^{p,m}) \tilde{S}^{p,m-1}$

- si un produit p est optimal un mois m ($D^{p,m} \leq \hat{D}^m$) alors :

$$S^{p,m} = \tilde{S}^{p,m-1} + \sum_{p', D^{p',m} > \hat{D}^m} \pi^{p',m} \tilde{S}^{p',m-1}$$

si p est encore commercialisé le mois m

$S^{p,m} = S^{p,m-1}$ si p n'est plus commercialisé le mois m

Cette dynamique a été initialisée à partir de la distribution « vraie » de décembre 2001. Si on admet que le paramètre $\pi^{p,m}$ ne dépend pas du produit p alors on établit aisément que :

$$(1 - \pi^m) \sum_{p, D^{p,m} > \hat{D}^m} \tilde{f}^{p,m-1} = 1 - \rho^m \quad (*)$$

en désignant par ρ^m la fraction des consommateurs placés de façon optimale chaque mois m et par $\tilde{f}^{p,m-1}$ la proportion $\tilde{S}^{p,m-1} / \sum_{p \text{ en } m} S^{p,m}$ de consommateurs sur un produit p le mois m « juste avant » la mobilité. La somme :

$$\sum_{p, D^{p,m} > \hat{D}^m} \tilde{f}^{p,m-1}$$

est donc la proportion de consommateurs qui ont, le mois m , intérêt à changer de produit. La relation (*) est naturelle : si l'on retient des consommateurs qui ont intérêt à changer de produit ceux qui ne le font pas (membre gauche), on obtient ceux qui sont mal placés (membre droit).

1. $S_T^{p,m}$ (ou plus simplement $(S^{p,m})$) désigne l'effectif du profil T le mois m sur le produit p .

2. Lorsqu'il y a plusieurs produits commercialisés optimaux, ce qui est rare mais arrive, on suppose que les consommateurs qui migrent se répartissent uniformément entre eux.

Encadré 7

OPTIMALITÉ DES CONSOMMATEURS, COEFFICIENT DE MOBILITÉ ET RÉTROPOLATION

En supposant le coefficient de mobilité indépendant des produits, l'inversion de la dynamique de mobilité (cf. encadré 6) à l'intérieur des profils donne :

$$\tilde{S}^{\rho,m-1} = S^{\rho,m} / (1 - \pi^m) \text{ si } \rho \text{ est non optimal en } m$$

$$\tilde{S}^{\rho,m-1} = S^{\rho,m} - \frac{\pi^m}{1 - \pi^m} \sum_{\substack{\rho' \text{ non optimal} \\ \text{le mois } m}} S^{\rho',m} \text{ si } \rho \text{ est}$$

optimal et commercialisé en m

$$S^{\rho,m-1} = S^{\rho,m} \text{ si } \rho \text{ est optimal mais plus commercialisé en } m$$

Ainsi, il existe le mois $m-1$ un état $(S^{\rho,m-1})_\rho$ antérieur à l'état $(S^{\rho,m})_\rho$ du mois m si et seulement si la condition suivante est satisfaite :

$$S^{\rho,m} - \frac{\pi^m}{1 - \pi^m} \sum_{\substack{\rho' \text{ non optimal} \\ \text{le mois } m}} S^{\rho',m} \geq 0$$

pour tout produit optimal ρ commercialisé en m , c'est-à-dire :

$$\rho^m \geq \pi^m (*)$$

où ρ^m est la proportion de consommateurs optimaux à l'intérieur d'un profil et π^m le coefficient de mobilité à l'intérieur de ce profil.

Encadré 8

LA RÉTROPOLATION DE L'INDICE : DIFFICULTÉS DE MISE EN ŒUVRE

La condition (*) de l'encadré 7 n'est pas satisfaite lorsque que l'on remonte suffisamment le temps à partir de la répartition des consommateurs entre les produits observés en décembre 2001. Cela signifie que l'afflux de consommateurs un mois donné sur un produit optimal en provenance d'autres produits est supérieur au nombre d'utilisateurs de ce produit effectivement observé. Il convient donc de revoir la modélisation. Le plus simple est d'écarter le coefficient de mobilité dès lors qu'un mois donné il excède la proportion de clients placés de façon optimale. On peut également raffiner la dynamique de mobilité des consommateurs : ils ne migrent pas seulement vers le produit optimal, mais aussi vers des produits sous-optimaux, plus avantageux toutefois que le produit qu'ils détenaient le mois précédent et n'engendrant pas une dépense trop supérieure à celle du produit optimal. C'est cette seconde interprétation qui a été retenue. Elle relève d'ailleurs de la même philosophie que l'écarterage pur et simple du coefficient de mobilité : dans la satisfaction d'un besoin de consommation de téléphonie mobile on rallonge le « chemin » entre un produit utilisé et le produit optimal en passant par un produit intermédiaire.

Pratiquement, dans la rétopolation, si le nombre N des migrants en provenance des produits non optimaux un mois m donné est supérieur au nombre n de consommateurs effectivement sur le produit optimal le mois m , on considère que ce produit n'était pas consommé le mois précédent et que n consommateurs mal placés le mois $m-1$ sont allés sur lui. On affecte alors les $N-n$ migrants restant au produit optimal suivant. Le cas échéant, on peut être amené à affecter des consommateurs sur une liste plus ou moins longue de produits classés par coût d'usage croissant. Un exemple simple illustrera cette procédure. Supposons qu'il n'y a que deux produits a et b , que le mois m , b est optimal alors que le mois $m-1$ c'est a . Supposons qu'en m il y a n consommateurs sur b et n' sur a . Si le coefficient de mobilité π est suffisamment fort pour que le nombre N de consommateurs quittant a ,

$N = n'\pi/(1-\pi)$, soit supérieur à n alors le modèle affectera le mois $m-1$, zéro consommateur au produit b considérant que les n consommateurs du mois m viennent du produit a , les $N-n$ autres migrants potentiels restant finalement sur a en m . Le mois $m-1$, tous les consommateurs sont sur le produit optimal a : bien qu'en situation d'information imparfaite, tous les consommateurs sont placés de façon optimale. On observe effectivement ce cas de figure avec certains profils en début de période (premiers mois de 1999). On peut également avoir une répartition optimale des consommateurs en information imparfaite dans le cas plus immédiat où les tarifs et les produits offerts restent inchangés suffisamment longtemps.

Dans un souci de réalisme, nous avons également retenu, dans le sens du temps, pour le calcul de l'indice en 2002, le principe d'une migration vers d'autres produits que les produits optimaux, assouplissant ainsi le modèle développé dans l'encadré 6. Toutefois, une difficulté apparaît. En effet, en remontant le temps on dispose d'une information dont on ne dispose pas dans le sens du temps : le nombre de consommateurs non optimaux en $m-1$ ayant migré vers le produit optimal en m . La procédure d'affectation de la rétopolation n'est donc pas applicable. On a procédé en déterminant d'abord chaque mois les produits « quasi-optimaux » (1) puis en répartissant les migrants entre ces produits de façon inversement proportionnelle à la dépense que leur consommation engendre. Cette règle associe donc aux différents produits quasi optimaux (dont le produit optimal) une dépense identique relativement à la totalité de leurs utilisateurs respectifs. Ceci répond à l'idée de ne privilégier aucun de ces produits dans le choix des consommateurs.

1. Il s'agit, en général, de deux à trois produits dont l'usage engendre une dépense « voisine » de celle du produit optimal, par opposition à la dépense associée aux autres produits. Cette procédure est gérée au cas par cas.

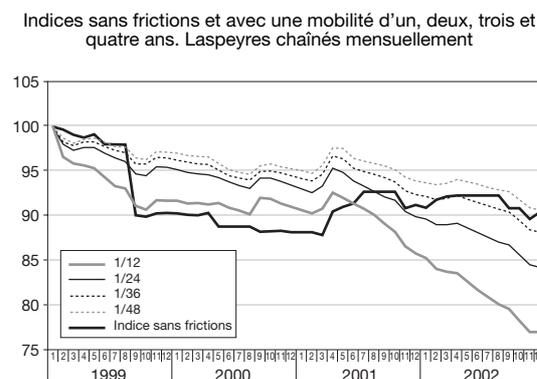
Il apparaît qu'une plus forte mobilité conduit à une plus forte baisse d'indice. Ce constat n'est pas aussi naturel que cela. En effet, on observe que l'indice de la dépense minimale (mobilité « absolue ») baisse finalement *moins* que les indices avec frictions ! Ce résultat, à priori paradoxal, s'explique en fait simplement. En effet, malgré la forte évolutivité de l'offre et de sa tarification, à l'intérieur des profils un produit reste souvent moins cher que les autres (et sa tarification inchangée) pendant un temps qui peut être assez long. L'indice sans frictions du profil, qui ne dépend plus que de ce produit et ignore donc les mouvements de prix des autres produits, reste stable pendant cette période alors que la migration progressive des usagers des autres produits, non optimaux, vers ce produit moins cher induit une baisse progressive des indices avec frictions. Si la mobilité est suffisamment forte (par exemple un an), l'indice d'un profil peut se stabiliser (tous les consommateurs sont sur le produit optimal) tandis que les indices avec une friction plus importante vont continuer à baisser. Ce phénomène s'observe au niveau élémentaire des profils mais, contrairement au cas de l'indice sans frictions, disparaît pratiquement au niveau de l'indice d'ensemble (26).

Le graphique VI soulève une autre interrogation. On peut en effet se demander pourquoi les fortes baisses tarifaires de 1999 n'ont, ce qui est naturel, qu'un impact immédiat réduit (car l'effet est étalé dans le temps) sur les indices avec frictions alors que les répercussions à la hausse du printemps 2001 semblent se propager rapidement (pour toutes les variantes de frictions d'ailleurs). Là encore, ce paradoxe a une explication assez simple. On a vu que les fortes baisses de 1999 étaient liées à l'élargissement de l'offre alors qu'en 2001 il s'agissait d'une

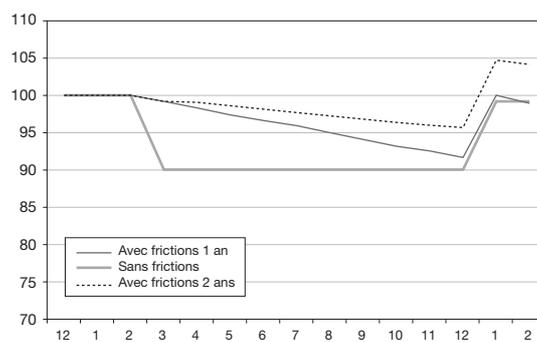
révision tarifaire classique. Dans le premier cas, il y a eu accroissement de la dispersion des prix alors que dans le second, ils ont évolué de concert à la hausse. On peut illustrer (en le caricaturant bien sûr) par un exemple simplifié l'effet de ces transformations de natures différentes des structures tarifaires en 1999 et 2001 (cf. graphique VII). Imaginons qu'en décembre de l'année $n-1$ (mois 12) puis en janvier et février (mois 1 et 2) de l'année n , il y a un seul produit, le même, de prix stable égal à 100. En mars (mois 3), apparaît un nouveau produit de prix 90. Jusqu'en décembre, les prix de ce nouveau produit et de l'ancien restent stables. L'indice de la dépense minimale baisse immédiatement de 10 % puis reste stable alors que la baisse des indices avec des durées d'ajustement d'un an et plus encore de deux ans est très progressive jusqu'en décembre (second mois 12 sur le graphique VII). En janvier de l'année $n + 1$, nouvelle évolution tarifaire. Cependant, il ne s'agit pas cette fois de l'apparition de nouveaux produits mais d'un réajustement à la hausse des prix des produits existant, + 10 % pour les deux (le plus ancien passe donc à 110 et l'autre à 99). L'indice sans frictions augmente évidemment de 10 %, les deux autres un peu moins mais avec la mobilité la plus réduite (deux ans), l'augmentation (+ 9,5 %) est supérieure à celle qui résulte de la mobilité d'un an (+ 9 %).

L'estimation du coefficient de mobilité est essentielle mais extrêmement difficile. Selon les opérateurs, 25 % environ des clients changeraient de produit chaque année, soit une mobi-

Graphique VI
La mesure de l'évolution des prix est très sensible à la mobilité des consommateurs



Graphique VII
L'évolution comparée des différents indices varie avec la nature des changements tarifaires



26. On observe, sur le graphique VI, que l'indice avec mobilité totale en un an est sporadiquement supérieur à l'indice avec une mobilité totale en quatre ans.

lité totale en quatre ans (coefficient de mobilité 1/48 ou de 2 % mensuellement). Cependant, ils ne changent pas nécessairement pour passer d'un produit non optimal à un produit optimal : il paraît donc difficile d'en inférer une valeur du coefficient de mobilité tel qu'on l'a formalisé. L'OFTEL a retenu un coefficient de mobilité beaucoup plus fort, 10 % mensuellement, soit une mobilité inférieure à un an. La relation (*) de l'encadré 6 permet d'obtenir un ordre de grandeur – très fragile – du coefficient de mobilité, de l'ordre de quatre ans également, en admettant que la proportion de consommateurs « mal placés » en décembre 2001 (mois $m-1$) (27) reste la même en janvier 2002 (mois m) (28). Une voie possible pour évaluer correctement la mobilité des utilisateurs serait d'exploiter la prochaine enquête auprès des opérateurs. Elle fournira en effet la distribution en décembre 2002 des usagers entre les différents produits au sein de chaque profil. L'idée est alors de procéder par balayage des coefficients de mobilité de façon à parvenir (ou du moins à s'en rapprocher le plus possible), en partant de la distribution de décembre 2001 à celle (qu'on ne connaît pas aujourd'hui) de décembre 2002. Cette approche apparaît cependant très difficile à mettre en œuvre. Il est vraisemblable qu'il faudra distinguer les coefficients de mobilité selon les produits, les profils et les mois, sans quoi le balayage ne permettra pas de dégager des coefficients mettant en cohérence la modélisation de la dynamique de mobilité des consommateurs avec l'évolution de leur distribution entre les produits que révélera l'enquête annuelle auprès des opérateurs. Il faudra sans doute également prendre en compte dans la modélisation le fait que les utilisateurs ne migrent pas directement vers les produits optimaux, mais transitent par des choix sous-optimaux. L'innovation perma-

nente qui caractérise le marché des services de téléphonie mobile peut même conduire à ce que nombre de consommateurs n'atteignent pas les produits optimaux : repérés comme tels, le délai d'ajustement écoulé, ils ont perdu cette qualité.

Quel indice retenir dans la production courante de l'indice des prix ?

La complexité et la fragilité du modèle avec frictions ainsi que son absence de robustesse vis-à-vis de la valeur retenue du coefficient de mobilité inclinent, ce qui a été fait, à retenir le modèle sans frictions dans la cadre de la production courante – mensuelle – de l'indice des prix à la consommation. Le champ de l'IPC est donc élargi, depuis janvier 2003 aux services de téléphonie mobile. Outre sa clarté, sa relative simplicité et sa neutralité par rapport à l'évolution de la rationalité des comportements, l'approche sans frictions permet d'intégrer malgré tout, mais d'une autre façon, une dose de mobilité : si, à l'intérieur des profils, les ajustements sont *instantanés*, au contraire les mouvements entre les profils sont *exclus*, avec cependant une procédure de chaînage, caractéristique de l'IPC français, permettant d'ajuster les pondérations des profils. La segmentation plus ou moins poussée des consommateurs en profils permet donc de moduler la prise en compte de leur mobilité entre produits. □

27. On connaît, grâce à l'enquête, la proportion de clients mal placés en décembre 2001.

28. Ceci peut se justifier comme suit : toutes choses égales par ailleurs (les consommateurs, les produits et les tarifs restent les mêmes), la proportion de clients bien placés augmente tendanciellement jusqu'à valoir 1. Mais l'afflux régulier de nouveaux clients (moins informés), le renouvellement permanent des produits et les fréquents changements tarifaires contrebalancent cette tendance.

L'auteur remercie les rapporteurs ainsi que Thierry Lacroix pour ses commentaires pertinents et utiles.

BIBLIOGRAPHIE

ART (1999a), « Le marché des télécommunications en France en 1998 », Observatoire des marchés, Autorité de Régulation des Télécommunications, décembre 1999.

ART (1999b), « Les relations des opérateurs de télécommunications avec leurs clients grand public », disponible sur le site de l'Autorité de Régulation des Télécommunications.

ART (2001), « Enquête 2001 sur la qualité de service des réseaux de téléphonie mobile en France », disponible sur le site de l'Autorité de Régulation des Télécommunications.

Bascher J. et Lacroix T. (1999), « Lave-vaisselle et micro-ordinateurs dans l'IPC français : la modélisation hédonique, de la théorie à la pratique », contribution à la 5^{ème} Conférence internationale du groupe d'Ottawa, Reykjavik.

- Beuerlein I. (2000)**, « New Computation of the Consumer Price Index for Telecommunications Services on Base 1995 », Federal Statistical Office, Wiesbaden, Germany, April.
- Fixler D., Greenlees J. et Lane F.W. (2001)**, « Telecommunications indexes in the U.S. Consumer Price Index », contribution à la 6^{ème} Conférence Internationale du groupe d'Ottawa, Canberra, avril 2001.
- Hausman J. (1999a)**, « Cellular Telephone, New Products, and the CPI », *Journal of Business and Statistics*, Volume 27, Number 2, April.
- Hausman J. (1999b)**, « New Products and Price indexes », NBER Reporter Fall 1998.
- Lacroix T. et Magnien F. (2001)**, « Méthodologie pour la construction d'un indice des prix du service de téléphonie mobile », contribution à la 6^{ème} Conférence Internationale du groupe d'Ottawa, Canberra, avril 2001.
- Lequiller F. (2000)**, « La nouvelle économie et la mesure de la croissance », *Économie et Statistique*, n° 339-340, pp. 45-72.
- n/e/r/a (1999)**, « A Price Index for Mobile Telephony », A report for Oftel, September, London.
- Magnien F. et Pognard J. (2000)**, « Les indices de prix à utilité constante : une référence pour mesurer l'évolution des prix », *Économie et Statistique*, n° 335, pp. 81-94.
- Mairesse J., Cette G. et Kocoglu Y. (2000)**, « Les technologies de l'information et de la communication en France : diffusion et contribution à la croissance », *Économie et Statistique*, n° 339-340, pp. 117-146.
- Moreau A. (1992)**, « Changements de qualité et indices de prix : l'exemple du prix des ordinateurs », *Insee méthodes*, n° 29-30-31, pp. 173-202.
- Ravel C. (2002)**, « Le marché des télécommunications en 2000, la téléphonie fixe toujours en tête », *Insee Première*, n° 847, mai 2002.
- Roussel P., Lombard D., Dumartin S., Heitzmann R. et Aufrant M. (2001)**, « Observation statistique du développement des technologies de l'information et de la communication et de leur impact sur l'économie », rapport du groupe de travail du CNIS, n° 63, février.
- Saglio A. (1995)**, « Changement du tissu commercial et mesure de l'évolution des prix », *Économie et Statistique*, n° 285-286, pp. 9-33.
-

ÉVALUATION DU CRÉDIT TEMPS ET DE LA DÉPENSE MENSUELLE POUR LES FORFAITS

L'objet de cette annexe est d'établir les résultats présentés dans l'encadré 3. On distingue pour cela différents cas selon que l'on dépasse ou non le crédit temps global puis par plages horaires.

On désigne par $\bar{C}_T^{p,m}(t)$ le crédit temps dont dispose le profil T le mois m avec le produit p dans la période t : $\bar{C}_T^{p,m}(t) = C_T^{p,m}(t) + R_T^{p,m}(t)$.

Cas 1 : $C_T^{p,m}(hc) + C_T^{p,m}(hp) \leq \bar{C}_T^{p,m}(hc) + \bar{C}_T^{p,m}(hp)$

Sous-cas 1.1 : $C_T^{p,m}(hc) \leq \bar{C}_T^{p,m}(hc)$

- Si $C_T^{p,m}(hp) \leq \bar{C}_T^{p,m}(hp)$ alors il n'y a pas de dépassement. Il y a report de minutes sur le mois $m+1$ aussi bien en heures pleines qu'en heures creuses :

$$R_T^{p,m+1}(hc) = \bar{C}_T^{p,m}(hc) - C_T^{p,m}(hc)$$

$$R_T^{p,m+1}(hp) = \bar{C}_T^{p,m}(hp) - C_T^{p,m}(hp)$$

en désignant par $R_T^{p,m+1}(t)$ le report des minutes sur la période t du mois $m+1$.

- Si $C_T^{p,m}(hp) > \bar{C}_T^{p,m}(hp)$ alors il y a report de minutes sur le mois $m+1$ seulement en heures creuses :

$$R_T^{p,m+1}(hc) = \bar{C}_T^{p,m}(hc) - C_T^{p,m}(hc)$$

$$R_T^{p,m+1}(hp) = 0$$

Sous-cas 1.2 : $C_T^{p,m}(hc) > \bar{C}_T^{p,m}(hc)$

On a alors la décomposition suivante :

$$C_T^{p,m}(hc) = \bar{C}_T^{p,m}(hc) + (C_T^{p,m}(hc) - \bar{C}_T^{p,m}(hc))$$

avec, d'après l'hypothèse générale du cas 1,

$$0 < C_T^{p,m}(hc) - \bar{C}_T^{p,m}(hc) \leq \bar{C}_T^{p,m}(hp) - C_T^{p,m}(hp)$$

Les minutes $C_T^{p,m}(hc) - \bar{C}_T^{p,m}(hc)$ sont donc prélevées sur le stock de minutes en heures pleines. Ainsi il n'y a pas de dépassement. Il y a report de minutes sur le mois $m+1$ seulement en heures pleines :

$$R_T^{p,m+1}(hc) = 0$$

$$R_T^{p,m+1}(hp) = [\bar{C}_T^{p,m}(hc) + \bar{C}_T^{p,m}(hp)] - [C_T^{p,m}(hc) + C_T^{p,m}(hp)]$$

Cas 2 : $C_T^{p,m}(hc) + C_T^{p,m}(hp) > \bar{C}_T^{p,m}(hc) + \bar{C}_T^{p,m}(hp)$

Sous-cas 2.1 : $C_T^{p,m}(hc) \leq \bar{C}_T^{p,m}(hc)$

On a donc $C_T^{p,m}(hp) > \bar{C}_T^{p,m}(hp)$. Ainsi, dans la décomposition :

$$C_T^{p,m}(hp) = \bar{C}_T^{p,m}(hp) + (C_T^{p,m}(hp) - \bar{C}_T^{p,m}(hp))$$

la consommation $C_T^{p,m}(hp) - \bar{C}_T^{p,m}(hp)$ est en dépassement (on ne peut pas puiser dans le stock d'heures creuses). Il y a report de minutes sur le mois $m+1$ seulement en heures creuses :

$$R_T^{p,m+1}(hc) = \bar{C}_T^{p,m}(hc) - C_T^{p,m}(hc)$$

$$R_T^{p,m+1}(hp) = 0$$

Sous-cas 2.2 : $C_T^{p,m}(hc) > \bar{C}_T^{p,m}(hc)$

- Si $C_T^{p,m}(hp) \leq \bar{C}_T^{p,m}(hp)$ alors

$$C_T^{p,m}(hc) - \bar{C}_T^{p,m}(hc) > \bar{C}_T^{p,m}(hp) - C_T^{p,m}(hp) \geq 0$$

Ainsi, dans la décomposition des minutes consommées en heures creuses :

$$C_T^{p,m}(hc) = \bar{C}_T^{p,m}(hc) + [\bar{C}_T^{p,m}(hp) - C_T^{p,m}(hp)] + [(C_T^{p,m}(hc) - \bar{C}_T^{p,m}(hc)) - (\bar{C}_T^{p,m}(hp) - C_T^{p,m}(hp))]$$

les deux premiers termes sont « couverts » par le forfait, le troisième terme étant en dépassement. Ainsi :

$$DEP^{p,m} = (C_T^{p,m}(hp) + C_T^{p,m}(hc)) - (\bar{C}_T^{p,m}(hp) + \bar{C}_T^{p,m}(hc))$$

Il n'y a report de minutes sur le mois $m+1$ ni en heures creuses ni en heures pleines :

$$R_T^{p,m+1}(hc) = 0$$

$$R_T^{p,m+1}(hp) = 0$$

- Si $C_T^{p,m}(hp) > \bar{C}_T^{p,m}(hp)$ alors :

$$DEP^{p,m} = (C_T^{p,m}(hp) + C_T^{p,m}(hc)) - (\bar{C}_T^{p,m}(hp) + \bar{C}_T^{p,m}(hc))$$

Il n'y a report de minutes sur le mois $m+1$ ni en heures creuses ni en heures pleines :

$$R_T^{p,m+1}(hc) = 0$$

$$R_T^{p,m+1}(hp) = 0$$

L'ORGANISATION DU CALCUL DE L'INDICE (SANS FRICTIONS)