C.E.P.R.E.M.A.P. JUILLET 1986

MODELISATION DE LA DEMANDE TELEPHONIQUE

PIERRE VILLA

N° 8614

CE TRAVAIL A BENEFICIE D'UN CONTRAT ACCORDE PAR L'ADMINISTRATION DES PTT (DGT/SPES) - CONVENTION N° 83 7A 009 0079 07500 DU 4 NOVEMBRE 1983.

P. VILLA

MODELISATION DE LA DEMANDE TELEPHONIQUE

Résumé

On étudie la demande de raccordement téléphonique. Dans les deux premières parties, on procède à un examen critique des travaux de modélisation menés en France et à l'étranger. Cela permet de dégager l'importance des externalités (effet de réseau) et du rationnement. Dans la troisième partie, des estimations économétriques sur données françaises menées avec les méthodes standards montrent que l'allongement du délai de raccordement a eu un effet positif sur la demande. En effet, contrairement à l'hypothèse régulièrement admise, selon laquelle les contraintes perçues diminuent la demande effective, les agents ont surtout chercher à prendre une place dans la file d'attente. Enfin un modèle complet d'offre et de demande, estimé par la méthode de l'économétrie du déséquilibre, montre que les élasticités revenu et prix de la demande de raccordement sont assez élevées. Ce résultat peut être important pour évaluer les conséquences commerciales d'une politique tarifaire.

Mots clefs : demande téléphonique, économétrie du déséquilibre.

A MODEL OF THE TELECOMMUNICATIONS DEMAND

Summary

The paper studies the telecommunications demand. The first two parts are a survey and critic of french and foreign works. They allow us to draw the importance of externalities (access externality or in other words network effect) and of rationing. In the third part, we estimate on french datas the demand for access. It shows that rationing used to increase the demand because agents wanted to file in despite the perceive constraint observed by the waiting delay. Then a complete model of demand for and supply of access is estimated with a disequilibrium method. The estimation shows that income elasticity and price elasticities are respectively fairly and very high.

Key words : telecommunications demand, econometrics of disequilibrium.

Journal of Economic Literature - Classification number : 220

AVANT PROPOS

Cette étude est décomposée en trois parties : le premier volet consiste en un examen critique des travaux menés en France sur la modélisation de la demande téléphonique ; la deuxième est une revue des études étrangères sur le même sujet. La troisième partie est plus ambitieuse : elle est consacrée à la formulation et à l'estimation d'un modèle de demande tenant compte du rationnement observé dans le passé.

A chaque partie de cette étude correspond un chapitre de ce rapport. Les pages des différents chapitres sont numérotées de façon indépendante, les chiffres romains (I, II ou III) rappelant le numéro du chapitre concerné.

Comme dans tout exercice de ce type, les opinions exprimées ici n'engagent que leur auteur et non l'Administration (Direction Générale des Télécommunications, Service de la Prospective et des Etudes Economiques) qui a contribué à financer ces travaux.

PARTIE I : ANALYSE DES ETUDES FRANCAISES

INTRODUCTION

Les études françaises de demande de services de télécommunication ont été menées essentiellement à la Direction Générale des Télécommunications. On trouve aussi quelques estimations de fonctions de demande moins détaillées dans les modèles macroéconomiques de l'INSEE : DMS et PROPAGE (voir [4]).

Sauf dans ces modèles, la demande de raccordement et la consommmation téléphonique proprement dite sont distinguées.

La demande de raccordement a été étudiée à l'aide de trois modèles :

- un modèle semestriel, économétrique, ayant pour but de faire des prévisions à moyen terme. Il est fondé sur l'idée que l'évolution "tendantielle" du taux d'équipement désiré par les ménages peut être décrite à l'aide d'une courbe logistique qui est modulée à court terme par des facteurs conjoncturels : coût d'usage du téléphone et rationnement.

- un modèle basé sur l'hypothèse que les ménages demandent le téléphone lorsque leur revenu dépasse un seuil. Ce modèle, estimé sur données annuelles, est utilisé aussi pour des prévisions de moyen terme.

- un modèle bimestriel estimé par la méthode de BOX et JENKINS, ayant pour but de décrire les fluctuations intra-annuelles de la demande et les saisonnalités.

Les trois approches sont naturellement liées. Du point de vue fonctionnel, les prévisions sont menées conjointement à l'aide des trois modèles ; du point de vue théorique, quelle que soit la méthode d'estimation et la périodicité, les paramètres doivent vérifier une certaine cohérence : les élasticités de long terme aux prix et aux revenus ne doivent pas être significativement différentes, l'impact des rationnements et les trends temporels doivent être les mêmes.

Les prévisions de consommation téléphonique sont faites à l'aide d'un modèle estimé sur le panel géré par la D.G.T.

Par ailleurs, l'observation empirique montre que, bien que la consommation en services de télécommunication fût fortement croissante en France au cours des années 1960-1970, elle a été fortement rationnée et le reste actuellement malgré une forte croissance du nombre de lignes installées à la suite du programme d'investissement mis en place dans le cadre du 7e plan.

.../...

Cette situation a son importance pour la prévision. En effet, le rationnement risque de ne pas perdurer dans les années à venir ; il est donc dangereux d'utiliser pour la prévision des modèles dont les paramètres de la demande ont été évalués sans prendre de précautions particulières pour décrire les conditions du marché.

C'est, préoccupés surtout par cette remarque, que nous nous livrons, dans ce rapport, à une analyse critique des modèles existants, afin d'apprécier s'ils peuvent être utilisés pour la prévision dans d'autres conditions économiques. Il est montré en particulier que les élasticités prix sont sous-évaluées parce que les modèles mesurent mal l'influence du rationnement dans le passé et négligent les effets revenu qui sont prépondérants sur les marchés en déséquilibre. Cette situation expose à surévaluer la demande dans l'avenir en cas de hausse tarifaire.

Pour y remédier, nous proposons un type de modèle susceptible de mieux révéler les paramètres de la demande dans une situation de rationnement et plus apte à la prévision quelque soit la politique d'offre mise en place par ailleurs.

Le rapport est organisé de la manière suivante. Nous abordons successivement les modèles de moyen terme et de court terme de la demande de raccordement et les modèles de consommation. Chaque modèle est étudié et critiqué du point de vue théorique et économétrique et une approche alternative est proposée. Une attention toute particulière est portée à la comparaison des différentes estimations.

I - LA DEMANDE DE RACCORDEMENT

On étudie de manière critique le modèle estimé par CURIEN, GENSOLLEN et VILMIN et on propose une approche alternative fondée sur les phénomènes de rationnement.

1.1. Le modèle théorique (1)

L'idée est que la demande de raccordement des ménages peut être fondamentalement décrite à partir d'une logistique modulée par des facteurs économiques conjoncturels : la première partie de la courbe décrit un démarrage lent des raccordements parce que le bien est nouveau, la deuxième décrit une phase de développement rapide car l'utilité du téléphone augmente avec le nombre des abonnés raccordés au réseau et la troisième décrit une phase de croissance vers un niveau de saturation, les derniers abonnés ayant une utilité plus faible pour le téléphone.

Le modèle proposé est donc de la forme suivante, en temps continu :

$$(1) \qquad \frac{1}{\tau}\,\frac{d\tau}{dt} = K(S - \tau)$$

Il peut être approximé en temps discret ainsi (2) :

$$(2) \qquad \frac{\tau_t - \tau_{t-1}}{\tau_t} = K(S - \tau_{t-1})$$

τ_t est le taux d'équipement des ménages au 31 Décembre de l'année t. On écrira :

$$\tau_t = \frac{X_t}{M_t}$$

où Xt est le stock de lignes raccordées en fin d'année
Mt est le nombre des ménages (donnée de comptabilité nationale)
S est le seuil de saturation, c'est-à-dire le taux d'équipement désiré par les ménages.

.../...

(1) Pour la description du modèle, nous nous basons essentiellement sur la présentation de [1] reprise dans [2] et [3].

(2) Il existe plusieurs types d'approximations, par exemple : (2').

$$\tau_t - \tau_{t-1} = K\,\tau_t(S - \tau_t)$$

Celle que nous avons choisie (équation (2)) est la plus commode pour les estimations économétriques. Elle ne diffère de (2') que par les propriétés de stabilité dynamique, qui ne nous intéressent pas ici.

La demande de raccordement annuelle [1] (flux) nette des résiliations est reliée au taux de raccordement par :

$$(3) \qquad \frac{D_t}{M_t} = \tau_t - \tau_{t-1}$$

L'interprétation économique de ce modèle est simple. Les ménages ont un taux d'équipement moyen désiré S et leur demande est fonction de l'écart entre le niveau désiré et le niveau effectif au 1er Janvier de l'année t. K est un élément de la vitesse d'ajustement du stock au stock désiré. En termes techniques, il s'agit d'un modèle d'ajustement exponentiel, dont le délai moyen d'ajustement est :

$$\frac{1 - KS}{KS}$$

Les auteurs considèrent que cette courbe représente la loi générique de la demande qui doit être modulée par des paramètres économiques. Ils font dépendre le paramètre K du coût d'usage total du téléphone comprenant le coût d'accès au réseau et son coût d'utilisation. Plus précisément, ils écrivent

$$K = f\underset{(-)}{(TX,} \underset{(-)}{TB)}$$

TX, la taxe de raccordement en termes réels. (déflatée sur le prix à la consommation), est le coût d'accès et TX, la taxe de base en termes réels, est un indicateur du coût d'utilisation.

L'idée est que, lorsque le coût d'usage total du téléphone augmente, les ménages diffèrent leur demande d'équipement. On peut le voir aisément en remarquant que la logistique présente un point d'inflexion pour $\tau = \frac{S}{2}$ atteint à une date fixe t = to. L'intégration de l'équation (1) conduit en effet à :

$$(4) \qquad \text{Log} \frac{\tau}{S - \tau} = S\,K\,(t - to)$$

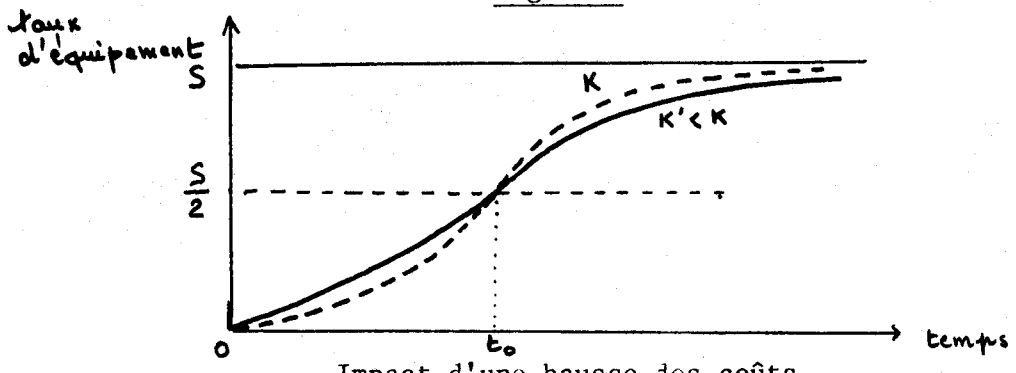
Pour $\tau = \frac{S}{2}$, t = to quel que soit S ou K.

Lorsque le coût du téléphone augmente, K baisse, la demande augmente pour les valeurs extrêmes du taux d'équipement, elle baisse pour les valeurs intermédiaires qui correspondent à la phase du développement maximal du téléphone où la demande est peu sensible aux coûts.

.../...

(1) Les auteurs de [1] ne précisent pas si la demande est nette ou brute des résiliations.

Figure 1



Impact d'une hausse des coûts

Comme on le voit, le modèle ne prend pas en compte d'effet-revenu.

1.2. L'estimation et la critique du modèle

a) Le modèle estimé

Les auteurs de [1] testent le modèle sous forme log-linéaire afin de faire apparaître des élasticités constantes de la demande de raccordement aux variables de coût. Le modèle est estimé sur des données semestrielles et sur la période 66-2, 77-2 (31 points) :

$$\text{Log}\ \frac{D}{M\,\tau_{-1}\left(S - \tau_{1}^{A+I}\right)} = \underset{(0,05)}{0,25}\ \text{Log}\ D\,S$$

$$\underset{(0,07)}{-0,50}\ \text{Log}\ TX + \underset{(0,07)}{0,28}\ \text{Log}\ TX_{-1} - \underset{(0,21)}{1,15}\ \text{Log}\ TB$$

$$\underset{(0,024)}{-0,043}\ \text{Log}\left(\frac{AR}{DS.P}\right)_{-1} \underset{(0,35)}{-8,61}$$

où D est la demande brute y compris instances[1]
τ est le taux de raccordement des ménages
τ^{A+I} est la proportion des ménages abonnés ou en instance de raccordement
TX est la taxe de raccordement en termes réels
TB est la taxe de base en termes réels
$\frac{AR}{DS.P}$ est l'avance remboursable rapportée au revenu mise en place jusqu'en 1974.
DS est la demande satisfaite
X_{-1} représente la variable X retardée de un semestre.

.../...

(1) en toute rigueur, il faudrait retirer les résiliations.

L'estimation donne une élasticité à la taxe de base significativement plus grande (1,15) qu'à la taxe de raccordement (0,22), alors qu'une intuition de Philistin conduirait à penser que les demandeurs sont plus sensibles au coût d'accès qui est un coût immédiat et parfaitement connu.

D'une manière générale, cette estimation souffre d'insuffisances concernant son champ d'application et la formulation des effet-revenu et du fonctionnement du marché.

b) le champ

La justification théorique par une logistique s'applique uniquement à la demande des ménages. Pour l'estimation, le modèle est étendu sans justification à l'ensemble de la demande des entreprises et des ménages. Cette extension n'est, en toute rigueur, licite que si les lois de demande des entreprises et des ménages (c'est-à-dire le seuil de saturation et la sensibilité aux prix) étaient identiques et si leurs taux d'équipement évoluaient parallèlement. Or les données statistiques, fournies par l'enquête télécommunication, prouvent que les entreprises ont été les premières satisfaites et que l'équipement des ménages n'a progressé que récemment. (Les proportions de lignes raccordées sont de 39,5 % pour les entreprises et 60,5 pour les ménages en 1954 mais de 35,1 % et 64,9 % en 1964)(1). Il serait donc justifié de distinguer les deux demandes. Du point de vue statistique, cette opération est sans doute réalisable en faisant la décontraction avec les données du Panel pour les années récentes (après 1974) et en faisant des interpolations pour les années précédentes à partir des données de l'enquête télécommunication (voir Annexe) et des données disponibles par ailleurs (INSEE) : Recensements, Enquêtes, Budget de Famille, Conditions de vie, Intentions d'achat puis enquêtes de conjoncture auprès des ménages.

De même le modèle logistique ne peut être agrégé que si les taux d'équipement relatifs des différentes catégories de ménages sont constants. Or les taux d'équipement observés et prévus par catégories socio-professionnelles sont très différents (voir [2] p. 4). Dans le même esprit, il serait judicieux de distinguer les C.S.P. Là encore, la rétropolation des séries statistiques pourrait être faite à partir des données des enquêtes et du panel. On peut sans doute se contenter d'une décomposition annuelle, si elle est faite sur une période suffisamment longue (1954-1982 par exemple).

.../...

(1) voir [5] p. 148 à 150.

c) L'effet-revenu

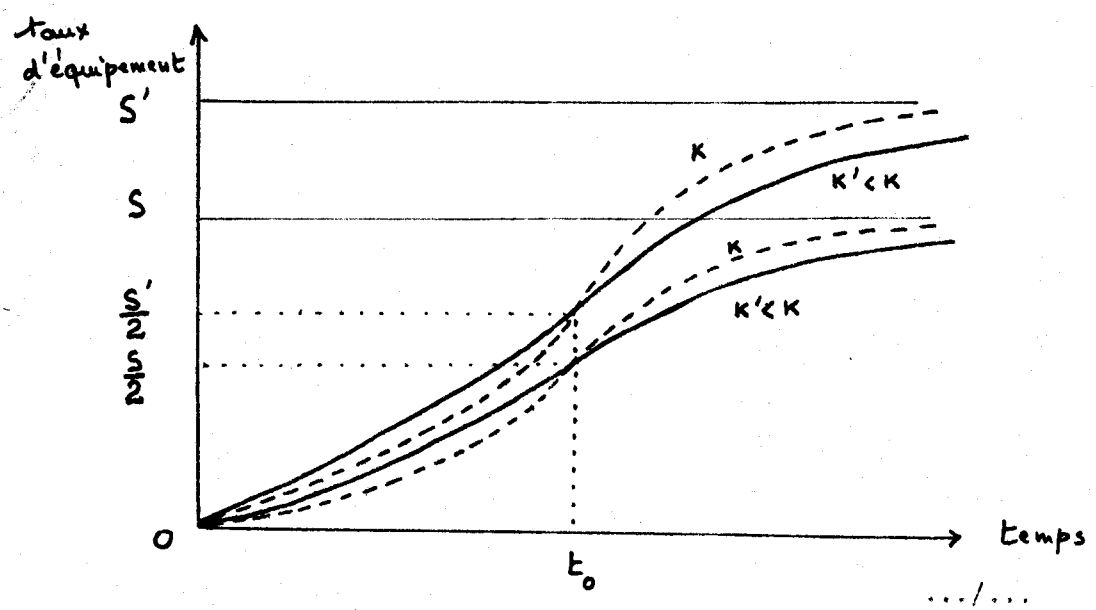
Selon les auteurs, l'effet-revenu n'est jamais significatif. Par ailleurs, le seuil de saturation est exogène et il n'est pas estimé. Il est obtenu par balayage. La valeur retenue, 90 %, correspond à la meilleure estimation (sans doute le R2 maximum). Cette évaluation, qui peut paraître réaliste pour la moyenne des ménages, recouvre de fortes disparités.

Ainsi, en 1981, le taux d'équipement était de 87,1 % pour les exploitants agricoles, de 68,5 % pour les ouvriers et de 97 % pour les cadres supérieurs. En 1987, où on serait plus proche du seuil, un document du DPAF [2] l'évalue respectivement à 105,5 ; 97,8 et 112,5 pour les mêmes catégories. Cela veut dire qu'il peut dépasser 100 % avec l'apparition de la deuxième ligne et qu'il dépend du revenu.

En testant l'hypothèse que le seuil de saturation augmente avec le revenu, il y aurait là un moyen habile de réintroduire l'influence des revenus, soit au niveau de l'ensemble des ménages, soit en faisant une décomposition par catégories socio-professionnelles. Les effets-revenu et les effet-prix de la fonction de demande serait ainsi bien individualisés. Une augmentation du revenu correspondrait à une élévation du seuil et donc à un déplacement de la courbe de demande vers le haut, quel que soit le taux d'équipement à la date du choc et une augmentation des tarifs ne modifierait que la vitesse d'ajustement, c'est-à-dire baisserait la demande des catégories ayant un taux d'équipement proche de la moyenne.

Figure 2

effet-prix et effet-revenu



.../...

La décomposition par C.S.P. aurait l'avantage de prendre en compte, sous forme d'un effet-revenu, un phénomène souvent évoqué dans les études sur la demande de services téléphoniques, à savoir que les classes sociales qui s'équipent aujourd'hui ne sont pas celles qui s'équipaient au début des années 1970 et sont plus sensibles aux prix.

d) Le rationnement

Le modèle prend en compte les effets du rationnement à l'aide de la variable DS (demande satisfaite), mais il souffre d'un défaut d'homogénéité puisqu'il fait intervenir DS comme variable explicative de $\frac{D/M}{\tau_{-1}(S-\tau_{-1})}$. L'homogénéité requerrait qu'on utilise la variable $\frac{DS/M}{\tau_{-1}(S-\tau_{-1})}$. Dans le modèle, une augmentation de 1 % de DS se traduit par une augmentation de 0,25 % de $\frac{D/M}{\tau_{-1}(S-\tau_{-1})}$

Cette formulation donne des effets pervers : l'augmentation des raccordements a un effet d'autant plus faible qu'on est proche du seuil de saturation, alors qu'on pourrait s'attendre au contraire à ce que le rationnement ait un effet de découragement d'autant plus fort qu'on touche des demandeurs dont l'utilité pour le téléphone est faible.

En outre, la variable DS est un mauvais indicateur du rationnement. Elle peut augmenter aussi bien à la suite d'un accroissement de l'offre à demande constante (diminution du rationnement), que d'une augmentation du coût réel d'accès au téléphone qui réduit la demande indépendamment de l'état du marché. Il vaudrait mieux utiliser une véritable mesure du rationnement comme les demandes en instances, connues et publiées.

Enfin, on peut penser que le rationnement ne joue qu'avec un certain délai car l'information n'est publiée qu'en fin d'année.

Les erreurs de spécification et l'absence d'effet-revenu font que les auteurs n'arrivent pas à vérifier par un test leur observation empirique : "Une progression des raccordements et un léger desserement tarifaire suffiront pour qu'en 1972 la demande se révèle".

C'est pourquoi, nous proposons dans le paragraphe suivant un modèle fondé sur les développements récents de la théorie des marchés en déséquilibre (dont les rationnements et les effets-revenu sont constitutifs), tout en gardant la conception initiale d'une évolution "normale" du taux d'équipement décrite par une logistique.

.../...

1.3. Un modèle de déséquilibre

Le modèle proposé se place dans le cadre général de la théorie des équilibres avec rationnement. Les concepts étant un peu différents des notions habituelles utilisées, nous allons les rappeler au fil de la description du modèle.

On se focalise essentiellement sur la demande des ménages mais on pourrait utiliser le même type de formalisation pour une catégorie socio-professionnelle particulière.

a) La demande notionnelle

On suppose que l'évolution du taux d'équipement désiré des ménages $\tau^d - \tau_{-1}$, s'il n'y avait pas de rationnement, serait donnée par :

$$(5) \qquad \frac{\tau^d - \tau_{-1}}{\tau_{-1}} = K\,(S - \tau_{-1})$$

S est le seuil de saturation
τ^d est le taux d'équipement désiré en fin d'année t
τ_{-1} est le taux d'équipement à la fin de l'année (t-1)

Les effets-revenu sont pris en compte en écrivant :

$$(6) \qquad S = S\,(R) \qquad S'\,(R) > 0$$

L'effet de "substitution" en écrivant :

$$(7) \qquad K = f\,(TX,\ TB) \qquad (-)\ (-)$$

La variation du taux d'équipement représente la demande nette.

On appelera demande notionnelle (brute), la demande de raccordement des ménages si le marché était concurrentiel, c'est-à-dire si le marché n'était pas rationné.

On peut donc la relier au taux d'équipement en écrivant :

$$(8) \qquad \underbrace{\frac{D^s_M}{M}}_{\text{demande notionnelle par ménage}} = \underbrace{(\tau^d - \tau_{-1})}_{\text{variation désirée du taux d'équipement}} - \underbrace{\nu\,\tau_{-1}}_{\text{résiliations}}$$

.../...

D_M^S : demande notionnelle totale des ménages

M : nombre des ménages

μ est le taux de résiliation. Ce taux pourrait être estimé comme une fonction décroissante du revenu :

$$(9) \quad \mu = \mu \left(\frac{R_{-1}}{p_c . TB} \right) \qquad \mu < 0$$

(R étant le revenu, p_c le prix à la consommation et TB la taxe de base en terme de prix à la consommation).

Cette expression permet de retracer le fait que les ménages dont les revenus sont les plus faibles ont un taux de résiliation plus fort parce que, anticipant mal le coût d'usage du téléphone, ils renoncent à leur ligne lorsqu'ils constatent que leurs revenus ne leur permettent pas de payer les communications.

b) La demande effective

En fait, comme le marché n'est pas concurrentiel, les informations concernant les prix sont secondaires. Les ménages tiennent donc compte des informations dont ils disposent sur les quantités pour formuler leur demande, c'est-à-dire essentiellement du niveau du rationnement. La demande ainsi formulée sur le marché est appelée demande effective.

Dans le domaine du téléphone, l'information principale est le délai de raccordement. Nous écrivons donc la demande effective de la manière suivante :

$$(10) \quad \bar{D}_M = D_M^S \left(1 + T_{-1} \right)^{-\theta}$$

où T est le délai de raccordement mesuré par le rapport $\frac{I}{\bar{D}}$ du stock de demande en instance en fin d'année au flux de raccordements effectivement réalisés.

Le retard d'une période prend en compte le délai d'acquisition de l'information, les demandes en instance n'étant connues qu'en fin d'année. Selon ce modèle, un allongement du délai de raccordement pousse les ménages à ne pas déposer leur demande. En revanche, ceux qui sont en attente ne retirent jamais leur dossier. Enfin, est négligé le comportement d'agents qui se porteraient demandeurs lorsque le délai s'allonge, c'est-à-dire lorsque la probabilité d'obtenir le téléphone diminue. En un mot, on suppose que tous les demandeurs se portent effectivement sur le marché.

.../...

c) La procédure de rationnement

On fait l'hypothèse que le marché est rationné par l'offre mais que les entreprises sont servies en premier. Le rationnement porte donc uniquement sur les ménages. L'équilibre du marché s'écrit :

$$D = \text{Min} (\bar{D}_M + D_e , O)$$

où $\underline{O}$ est l'offre de lignes
$\bar{D}_M$ est la demande effective des ménages
D_e est la demande des entreprises (exogène)

On connaît une mesure du rationnement, les demandes en instance I, on a donc :

$$O = D + I$$

d'où une mesure de la demande effective :

$$(11) \qquad \bar{D}_M = D - I - D$$

En éliminant les variables intermédiaires dans les équations (5) à (10), on obtient une expression générale de la demande effective des ménages :

$$(12) \qquad \frac{\bar{D}_M}{M} = \underset{(-)\ (-)}{K\,(TX,\ TB)}\ \tau_{-1}\left[S\,(R) - \tau_{-1}\right]\left(1 + \frac{I_{-1}}{D_{-1}}\right)^{-\theta} + \mu\left(\frac{R}{p_c \cdot TB}\right)\tau_{-1}\left(1 + \frac{I_{-1}}{D_{-1}}\right)^{-\theta}$$

C'est cette équation qu'il s'agit d'estimer à partir des données fournies par la relation comptable (11).

d) Une formulation particulière

On peut obtenir une expression plus aisément testable, en exprimant la demande effective en terme de taux de croissance du taux d'équipement.

Si on fait en outre l'hypothèse de séparabilité entre les effets du rationnement perçu et le comportement de résiliation, on obtient une expression plus simple :

.../...

Une expression log-linéaire approchée est obtenue en faisant

$$S(R) = \alpha + \beta \text{ Log } \frac{R}{\rho_c}$$

$$\mu = \mu_0 - \mu_1 \text{ Log } \frac{R_{-1}}{\rho_c \cdot TB}$$

d'où :

$$\frac{1}{\tau_{-1}} \frac{\overline{D_M}}{M} = \left[- a \Phi(L) \text{ Log } TX - b \psi(L) \text{ Log } TB \right] \cdot \left[\alpha + \beta \text{ Log } \frac{R}{\rho_c} - \tau_{-1} \right]$$

$$+ \theta \left(\frac{D}{I} \right)_{-1} + \mu_0 - \mu_1 \text{ Log } \frac{R_{-1}}{\rho_c \cdot TB}$$

en faisant l'approximation $\left[1 + \left(\frac{D}{I} \right)_{-1} \right]^{\theta} \simeq \theta \left(\frac{D}{I} \right)_{-1}$

$\frac{1}{\tau_{-1}} \frac{\overline{D_M}}{M}$ représente le taux de croissance désiré du parc.

$\Phi(L)$ et $\Psi(L)$ sont des polynomes de l'opérateur retard. L'estimation d'une telle équation doit faire appel à des techniques valables pour les équations non linéaires dans les paramètres telles que le maximum de vraisemblance ou la méthode du minimum de distance : de Zellner.

e) Une formulation linéaire simplifiée

Le modèle précédent présente ses non-linéarités qui en rendent l'estimation difficile. On peut cependant, sans trop de risque d'erreur, dériver de l'expression (12), un modèle linéaire pour le logarithme du taux de croissance du taux d'équipement qui est, si l'hypothèse de la logistique est vérifiée, toujours positif.

Le modèle s'écrit alors :

$$(I) \quad \mu = \mu_0 - \mu_1 \text{ Log } \frac{R_{-1}}{\rho_c \cdot TB}$$

$$(II) \quad \text{Log } X = - a \Phi(L) \text{ Log } TX - b \Psi(L) \text{ Log } TB + c \text{ Log } \frac{R}{\rho_c} + d + \theta \text{ Log } \left(\frac{D + I}{D} \right)_{-1}$$

avec

$$(III) \quad X = \left(\frac{1}{\tau_{-1}} \frac{\overline{\Delta M}}{M} - \mu \right) / \left(s - \tau_{-1} \right)$$

X est la demande effective nette.

On estime le paramètre μ par les moindres carrés ordinaires à l'aide de l'équation (I), on calcule X à l'aide de l'estimation obtenue et on estime les paramètres de la demande par les moindres carrés ordinaires à l'aide de l'équation (II) : méthode de moindres carrés doubles.

° °
°

L'avantage de ce modèle réside principalement dans le fait qu'il sépare bien l'impact du revenu et du rationnement, de l'impact des prix. Il peut donc être utilisé en prévision même lorsque le marché n'est pas rationné. Sans doute son estimation ferait-elle apparaître des élasticités de la demande à la taxe de raccordement nettement plus élevées que le modèle actuellement utilisé et mettrait en outre en évidence une forte influence des revenus.

.../...

II - LE MODELE DE MOYEN TERME

2.1. Description du modèle

Ce modèle est basé sur l'hypothèse de l'existence d'un revenu seuil R_s au delà duquel les agents ont le téléphone ou désirent l'avoir. La fonction de demande de téléphone d'un individu ayant le revenu R est donc :

$$D = 1 \quad \text{si} \quad R \geqslant R_s$$

$$D = 0 \quad \text{si} \quad R < R_s$$

Si on suppose que les revenus suivent une loi log-normale de moyenne m et de variance Δ^2 et les revenus seuil une loi log-normale de moyenne ψ et de variance σ^2, la probabilité pour avoir le téléphone ou pour le demander lorsqu'on a un revenu R est égale au taux d'équipement : abonnés + instance et on peut écrire :

$$\tau(R) = \text{Proba} \ (\text{Log } R - \text{Log } R_s) > 0$$

$$\tau(R) = \frac{E + I}{M}$$

E est le nombre de ménages ayant le revenu R et équipés,
I est le nombre de demandes en instances
M est le nombre de ménages de revenu égal à R.

$$(13) \qquad \tau(R) = F_{\mu,\sigma^2}(R)$$

F_{μ,σ^2} étant la fonction cumulative de la loi normale de moyenne μ et de variance σ^2. Pour l'ensemble des ménages, on en déduit :

$$(14) \qquad \tau = F_0\left(\frac{m - \mu}{\sqrt{s^2+\sigma^2}}\right)$$

F_0 étant la fonction cumulative de la loi normale centrée réduite.

L'observation de R et de $\tau(R)$ est faite à partir de l'enquête de conjoncture auprès des ménages de l'INSEE. On obtient ainsi par une estimation du modèle (13) les valeurs de $\hat{\mu}$ et $\hat{\sigma}$ par C.S.P. (σ est supposé identique pour chaque C.S.P.).

.../...

Ensuite on teste sur les mêmes données d'enquête, le modèle :

$$\mu_i = a_i + b_i \sqrt{\tau_i} \text{ Log } \tau_i + c \text{ Log TX} + d \text{ Log TB}$$

ou μ_i est l'estimation de la moyenne des revenus seuil pour la CSP [i], τ_i son taux d'équipement (y compris les instances), TX et TB les taxes de raccordement et de base en termes réels. Ainsi les élasticités de la demande aux coûts sont données par :

$$-\frac{c}{b_i \sqrt{\tau_i}} \quad \text{et} \quad -\frac{d}{b_i \sqrt{\tau_i}}$$

Les résultats de l'estimation sont les suivants :

c	=	0,17	(T = 3,0)	
d	=	0,76	(T = 2,6)	
b_i	=	0,09	(T = 14,6)	pour les actifs quelque soit la profession
b	=	0,05	(T = 4,2)	pour les inactifs

2.2. Examen critique du modèle et de l'estimation

L'avantage de ce modèle est de faire intervenir indirectement les effets-revenus sans avoir à les estimer, lorsqu'on veut évaluer les élasticités-prix. Cependant les résultats de l'estimation présentent les mêmes caractéristiques que pour les modèles précédents : l'élasticité à la taxe de base est plus forte qu'à la taxe de raccordement.

Enfin il est dangereux d'utiliser ce modèle pour une prévision de moyen terme dans la mesure où il est testé sur une très courte période : 1971-1978 (8 ans). L'utilisation d'une décomposition en CSP multiplie certes par 7 le nombre d'observations mais ne donne pas d'informations supplémentaires sur la stabilité des élasticités-prix de la demande au cours du temps, d'autant plus que la période d'estimation recouvre une forte modification des conditions du marché.

Pour conclure, cette méthode permet de prendre en compte judicieusement les effets-revenus, mais néglige l'influence des rationnements et conjecture une trop forte stabilité du modèle au cours du temps.

.../...

III - LE MODELE DE SUIVI CONJONCTUREL

Afin de pouvoir suivre à court terme les fluctuations de la demande et les effets saisonniers, est aussi utilisé un modèle bimestriel estimé par la méthode de BOX et JENKINS. Comme pour le modèle de moyen terme, nous allons présenter rapidement le modèle et sa critique, puis proposer quelques amendements, en nous attachant ici surtout aux problèmes de cohérence.

Le modèle testé est le suivant (voir [1] p. 10).

$$\begin{aligned}\text{Log } D_t &= \underset{(0,08)}{(1 - 0{,}78\ B)}\ \varepsilon_t \\ &+ \underset{(0,24)}{(-0{,}75} - \underset{(0,24)}{0{,}32\ B} - \underset{(0,24)}{0{,}53\ B^2})\ \nabla\nabla^6 \text{Log } TB_t \\ &+ \underset{(0,08)}{(-0{,}47} + \underset{(0,08)}{0{,}11\ B} + \underset{(0,08)}{0{,}13\ B^2})\ \nabla\nabla^6 \text{Log } TX_t \\ &+ \underset{(0,10)}{(0{,}30} + \underset{(0,11)}{0{,}15\ B})\ \nabla\nabla^6 \text{Log } DS_t\end{aligned}$$

ε_t est un bruit blanc

B est l'opérateur retard défini par :
$BX_t = X_{t-1}$, $B^2(X_t) = X_{t-2}$, ...

∇ est l'opérateur différence première défini par : $\nabla = I - B$

D_t est la demande brute (demande + instances)

D_{St} la demande satisfaite, TB la taxe de base en termes réels, TX la taxe de raccordement en termes réels.

Comme pour le modèle de moyen terme économétrique, l'estimation est faite en logarithme, ce qui permet de faire apparaître des élasticités aux prix constantes. Les données sont bimestrielles et tirées du panel.

Il est intéressant de comparer les élasticités de long terme ainsi obtenues avec celles du modèle de moyen terme, ou même avec celles des modèles estimés au cours des années 1970 :

.../...

Effets de long terme

	TX	TB	(1) DS	PNB
modèle de suivi conjoncturel (BOX et JENKINS)	- 0,23 (0,08)	- 1,60 (0,24)	+ 0,45 (0,10)	-
modèle de moyen terme économétrique	- 0,22 (0,07)	- 1,15 (0,21)	+ 0,85 (0,05)	-
modèle à seuil	- 0,38	- 1,5		
modèle I, années 1970	- 0,49		+ 0,19	2,52
modèle II, années 1970	- 0,43		+ 0,32	2,49

La comparaison des modèles de moyen terme et conjoncturels montre qu'ils donnent des élasticités à la taxe de raccordement comparables mais que l'élasticité à la taxe de base est beaucoup plus forte dans le modèle de court terme. Il en est de même pour l'élasticité à la demande. La comparaison avec les modèles I et II estimés au cours des années 1970 montre que pour ces deux premiers modèles l'élasticité à la taxe de raccordement est plus faible, l'élasticité à la demande (effet de rationnement) plus forte. En outre, un effet revenu important apparait dans les modèles I et II alors qu'il est absent dans les deux autres.

Ces résultats sont liés. Les années 1974 et 1975 ont connu en effet une réduction de la demande liée au choc pétrolier tandis que simultanément du côté de l'offre on voyait une croissance rapide de la taxe de raccordement et des raccordements. Du point de vue économétrique, toute diminution de l'élasticité aux revenus (ou à la demande globale) doit donc être compensée par une augmentation de l'élasticité aux prix relatifs pour bien simuler ces deux années. Les estimations sont donc sujettes à caution, d'autant plus qu'elles vont à l'encontre de l'intuition : on s'attendrait à ce que l'élasticité à la taxe de raccordement soit plus forte qu'à la taxe de base.

Enfin et surtout, la divergence entre le modèle de moyen terme et le modèle de suivi conjoncturel provient sans doute de la spécification, le premier ayant comme variable explicative le logarithme de la demande et le second $\log \frac{D/M}{\tau_{-1}(S-\tau_{-1})}$. Il n'est donc pas surprenant qu'une variation de la taxe de base ou de la demande satisfaite ait un impact plus faible dans le deuxième modèle.

.../...

(1) pour les modèles I et II, l'indicateur n'est pas la demande satisfaite, mais le délai d'attente : $\log\left(\frac{DS + I}{I}\right)$. DS est la demande satisfaite et I sont les demandes en instance, c'est-à-dire un véritable indicateur de rationnement.

Pour réconcilier les deux approches, il faudrait partir du même modèle. L'expression de la logistique (équation (1)) : $\frac{d\tau}{\tau(S-\tau)} = K$ montre à l'évidence que c'est la variable de gauche de l'égalité qui ne comporte pas de trend. Si on tient compte en outre des remarques faites dans le paragraphe précédent concernant l'effet-revenu et le rationnement, le modèle à estimer aura la forme :

$$\nabla\nabla^6 \frac{\frac{D_M}{M} - \mu\left(\frac{R}{P_E \cdot TB}\right)_{-1} \tau_{-1}}{\tau_{-1}\left(S(R)-\tau_{-1}\right)\left(1+\left(\frac{D}{I}\right)_{-1}\right)^{\theta}} = -a\,\Phi(B)\,\nabla\nabla^6 \log TX_t - b\,\psi(B)\,\nabla\nabla^6 \log TB_t + (1-\alpha B^6)\,\varepsilon_t$$

où ε_t est un bruit blanc, Φ (B) et Ψ (B) sont des polynômes de retard, D_M est la demande effective des ménages, M le nombre des ménages, D les raccordements annuels et I les demandes en instances.

Les expressions du taux de résiliation $\mu\left(\frac{R_{-1}}{P_E TB}\right)$ et du seuil S(R) doivent être exactement les mêmes que celles obtenues par l'estimation du modèle de moyen terme. Il est probable que, dans ce cas, on obtiendrait des élasticités à la taxe de raccordement plus forte et à la taxe de base plus faible et en tout état de cause compatibles avec le modèle économétrique de moyen terme.

.../...

IV - LA PREVISION DE LA CONSOMMATION TELEPHONIQUE

Le modèle a pour tâche de faire une prévision globale de la consommation téléphonique des abonnés. A cet effet, il traite séparément les lignes entreprises, ménages et les postes publics. En outre, pour les besoins de la prévision des recettes, il est décomposé par régions. Nous nous contenterons ici d'étudier le modèle pour les ménages et les entreprises sans nous soucier de la désagrégation régionale.

4.1. La consommation des ménages

a) présentation du modèle

Le modèle de base est présenté dans [1]. On trouve une mise à jour et une utilisation en prévision dans [2]. Le modèle cherche à retracer trois effets principaux :

- la consommation des nouveaux abonnés est plus faible parce qu'ils n'ont pas encore l'habitude du téléphone.
- pour un abonné, la montée en charge de sa consommation se répartit sur plusieurs années.
- d'une manière générale, la consommation présente un trend qui est modulé à court terme par les revenus et le coût des communications.

Plus précisément, le modèle part d'une relation comptable :

$$N(t)\ \gamma(t) = (1-\mu)\ N(t-1)\ \gamma(t-1)\ \ (1 + a + g + m(t))$$
$$+ NA_t\ \gamma_{NA}\ (t)$$

où $\gamma(t)$ est la consommation par ménage de la période t, N_t est le nombre de lignes principales, μ le taux de résiliation, NA_t le nombre de nouveaux abonnés au cours de la période, γ_{NA} la consommation des nouveaux abonnés.

Cette équation représente l'égalité comptable suivante : consommation à la date t = consommation à la date t des anciens abonnés qui n'ont pas résilié + consommation des nouveaux abonnés.

La consommation des anciens abonnés est leur consommation précédente corrigée d'un taux de croissance : a + g + m (t) qui dépend de plusieurs facteurs :

- a est le trend naturel de croissance de la consommation indépendant des facteurs économiques.
- g est la partie du taux de croissance qui dépend des variables économiques.

.../...

- m(t) est un coefficient de montée en charge de la consommation des anciens abonnés.

En remarquant qu'on a l'égalité :
$N(t) = (1 - \mu) N(t-1) + NA(t)$
nombre d'abonnés (t) = nombre d'abonnés (t - 1) - résiliations (t) + nouveaux abonnés (t).

on en déduit :

$$\frac{\gamma(t) - \gamma(t-1)}{\gamma(t-1)} = \frac{(1-\mu)\, N(t-1)}{N(t)} \quad [a + g + m(t)] + \frac{NA(t)}{N(t)} \left(\frac{\gamma_{NA}(t)}{\gamma(t-1)} - 1 \right)$$

Cette équation sert de point de départ pour l'estimation, mais seul le paramètre g est estimé sur les données bimestrielles du panel, tous les autres coefficients sont seulement évalués.

Selon une coutume initiée dans les parties précédentes, nous allons commenter et critiquer cette estimation puis faire quelques propositions alternatives.

b) L'estimation et sa critique

Nous aborderons successivement l'évaluation de la consommation des nouveaux abonnés, du trend temporel, de la montée en charge et des élasticités aux variables économiques.

- La consommation des nouveaux abonnés est évaluée arbitrairement à 70 % de celle des anciens :
$\gamma(t) = 0{,}7\, \gamma(t-1)$

- le trend temporel a est évalué de la même manière, mais en faisant une rupture pour l'année 1976, ce qui parait à tout le moins arbitraire.

trend temporel

	Avant 1976	Après 1976
Ménages	10 %	5 %
Entreprises	8 %	4 %

.../...

- La montée en charge est étudiée à l'aide du panel. Elle est formalisée de manière à retracer l'idée que les ménages qui acquièrent le téléphone, étendent progressivement son usage lorsque le téléphone se diffuse dans leur environnement et modifient la structure de leur dépense (appels longue distance). Sans entrer dans le détail du calcul, la montée en charge est donnée par :

$$m(t) = \sum_{\theta=t-1}^{t-6} f(t-\theta)\ e(t-\theta)$$

avec $$\sum_{\theta=t-1}^{t-6} e(t-\theta) = 1$$

où $e(t-\theta)$ est le % de ménages dans la cohorte d'ancienneté $t-\theta$

$f(t-\theta)$ est le coefficient de montée en charge relatif à la cohorte d'ancienneté $t-\theta$

Les coefficients sont calculés pour les nouveaux abonnés depuis 1974, date de départ du panel. Il faut 6 ans pour qu'un ménage arrive à son niveau de consommation de "croisière".

Les données bimestrielles sont évidemment bien adaptées à l'évaluation des coefficients, on peut seulement regretter qu'une méthode économétrique, plus fiable en prévision, n'ait pas été utilisée.

- Enfin, le paramètre g dépend des variables économiques : la croissance de la consommation est supposée être une fonction croissante du revenu et décroissante de la totalité de la facture. Le premier est mesuré par l'indice de la production industrielle et la seconde par la taxe de base réelle (puisque l'abonnement est grosso-modo un multiple de la taxe de base).

Le modèle estimé est alors le suivant :

$$\text{Log } \gamma(t) = a + b \text{ Log } TB_t + c \text{ Log } (IPI_t) + m(t)$$

Il ne correspond donc pas exactement au modèle théorique. L'indice de la production industrielle, IPI, sert de proxy au revenu des ménages. Les auteurs testent une rupture de l'élasticité [1] à la taxe de base TB en 1976. Les estimations sont les suivantes :

.../...

(1) Cette rupture est cohérente avec la rupture du trend : a = 10 % avant 1976 et 5 % après. Mais en fait la rupture sur le terme constant aurait due être estimée simultanément.

élasticités	Avant 1976	Après 1976
b	- 0,37 (T = 4,7)	- 0,56 (T = 10,2)
c	0,95 (T = 5,6)	

Les résultats de l'estimation nous amènent à faire les remarques suivantes :

- Tout d'abord la plupart des paramètres est évaluée de manière arbitraire par des extrapolations de ratios issus du panel (consommation relative des lignes nouvelles $\gamma_{NA/S}$, montée en charge m(t)), ce qui rend fragile toute prévision.

- Les élasticités-prix sont significativement plus grandes sur les lignes récentes, ce qui est satisfaisant. Ce phénomène peut s'interpréter de deux manières : ou bien les abonnés récents ont une fonction d'utilité dont l'élasticité de substitution entre consommation téléphonique et autres consommations est plus grande, ou bien la part de leur consommation téléphonique dans leur consommation totale est plus faible [1] . En aucun cas, on ne peut attribuer cette augmentation de l'élasticité-prix à un effet-revenu comme le suggère les auteurs de [3]. En revanche, elles sont faibles si on les compare à d'autres estimations fournies dans la note de J. ROUCHET [4] :

.../...

(1) Pour le voir, imaginons une fonction d'utilité comprenant deux termes, la consommation téléphonique C1 et les autres consommations C2, de prix p1 et p2. Si σ est l'élasticité de substitution, R le revenu et $\alpha = \frac{p_1 C_1}{p_1 C_1 + p_2 C_2}$, on peut montrer que la maximisation de l'utilité sous la contrainte de revenu conduit aux fonctions de consommation suivantes :

$$C1 = R \left(\frac{p_1}{p_2}\right)^{-(1-\alpha)\sigma}$$

$$C2 = R \left(\frac{p_1}{p_2}\right)^{\alpha\sigma}$$

Comparaison des élasticités-prix de la consommation

type de modèle	élasticité à la facture	élasticité aux revenus (1)
avec capital et effet de richesse et constante	- 0,85 (2,7)	0,75 (0,1)
avec capital, effet de richesse, sans constante	- 0,72 (2,4)	0,1 (0,2)
sans effet de richesse et avec constante	- 0,74 (2,6)	-
sans effet de richesse et sans constante	- 0,71 (2,5)	-

Elles sont, en outre, inférieures à l'élasticité de la demande de raccordement évaluée dans les modèles des paragraphes précédents (- 1,15 ou - 1,60 selon le cas), alors qu'on s'attendrait à ce que la consommation soit plus sensible à la taxe de base que la demande de raccordement. En revanche, l'élasticité à l'indice de la production industrielle est élevée.

Ce résultat s'explique aisément en faisant un peu d'histoire. A partir des années 1974 et 1975, on observe une rupture en baisse du taux de croissance de l'indice de la production industrielle, tandis que simultanément la taxe de base diminuait en valeur relative. Une forte élasticité à l'IPI et une faible élasticité à la taxe de base permet de retracer ce phénomène. Pour éliminer le problème, l'analyse peut s'orienter dans deux directions non exclusives :

- introduire une rupture en 1975 pour les effets revenus.

- abandonner l'indice de la production industrielle comme proxy du revenu et prendre comme indicateur le revenu disponible des ménages ou un indicateur de l'évolution des salaires mensuels.

c) une proposition

D'une manière générale, le modèle suppose qu'il y a deux facteurs indépendants explicatifs de la croissance de la consommation :

.../...

(1) Il s'agit en fait de l'élasticité à la consommation totale, mais le rapport consommation totale / revenus est assez stable sur longue période.

- le facteur extensif : augmentation du parc
- le facteur intensif : augmentation de la consommation sur les lignes anciennes.

Or on peut penser que le premier influence positivement le second, les usagers augmentant leur consommation avec le marché des correspondants potentiels. Pour prendre en compte cet effet, il faudrait ajouter un terme supplémentaire au taux de croissance de la consommation sur les lignes anciennes qui dépende du taux d'équipement moyen de l'ensemble des ménages.

L'introduction de cet effet et la prise en compte des remarques critiques du paragraphe précédent, nous amène à suggérer le modèle suivant :

$$\text{Log}\ \frac{\gamma(t)}{\gamma(t-1)} = \frac{\gamma(t)-\gamma(t-1)}{\gamma(t-1)} = (1-\mu)\ \frac{N(t-1)}{N(t)}\ \Big[\ a + b \log TB_t + c \log RDM_t + d\,\tau_{t-1} + m(t)\ \Big] + \alpha\ \frac{NA(t)}{N(t)}$$

où TB est la taxe de base en termes réels.
RDM_t le revenu disponible réel (ou tout autre indicateur du revenu mensuel
τ_{t-1} le taux d'équipement en fin de période t - 1
m(t) est le terme de montée en charge

Celui-ci s'écrirait :

$$m(t) = \sum_{i=1}^{6} \beta_i\ e(t-i)$$

où e(t - i) est la proportion des abonnés raccordés en t - i

Le coefficient μ pourrait être évalué arbitrairement en fonction des données du panel, tous les autres pourraient être estimés par une méthode simple, de type moindre carrés linéaires, les coefficients β_i pouvant être estimés simplement par la méthode d'Almon. Le modèle serait plus fiable en prévision et fournirait sans doute des élasticités à la taxe de base plus élevées, cohérentes avec les estimations de la demande de raccordement.

4.2. Le modèle de consommation par établissement

La variable expliquée est la consommation par emploi d'établissement. L'équation comprend un trend, modulé par les tarifs et la conjoncture :

.../...

S_i (t) étant des variables de saisonnalité.

Le modèle est testé pour le "secondaire" et le "tertiaire". L'élasticité de la consommation à l'IPI est plus faible dans le tertiaire (0,70 , T = 1,6) contre 1,26 (T = 3,2) dans l'industrie, parce que l'IPI n'est pas dans ce cas un bon indicateur de l'activité : il vaudrait mieux utiliser un indice de production (ou de valeur ajoutée, ou de masse salariale) du tertiaire.

Pour conclure, les estimations donnent des élasticités-prix de la consommation des ménages trop faibles parce que l'effet-revenu est mal mesuré. Elles souffrent du fait que certains paramètres sont fixés arbitrairement (montée en charge, consommation relative des lignes nouvelles...). Une amélioration consisterait à estimer tous les paramètres économétriquement et à modifier les proxy utilisés pour mesurer les revenus - tant pour les entreprises que pour les ménages. Avec ces modifications, les modèles testés pourraient être utilisés sans problème pour des prévisions à court terme. En revanche, la période d'estimation est trop courte (1974-1981) pour qu'ils puissent être utilisés avec toute la fiabilité souhaitable pour des prévisions à moyen terme.

CONCLUSION

Nous avons passé en revue les principaux modèles de prévision de la demande de services téléphoniques disponibles en France. Trois conclusions principales se dégagent :

- Tout d'abord, il est nécessaire d'adopter une analyse fondée sur le rationnement du marché, si on veut estimer sans biais les paramètres de la demande de raccordement.

- Plus généralement, la mesure des élasticités-prix nécessite d'attacher beaucoup de soins à l'estimation des effets-revenu et à tous les autres déterminants de la demande (retards, montée en charge, augmentation du parc).

- Enfin, du point de vue technique, pour être assuré d'une grande précision d'estimation et d'une meilleure fiabilité en prévision, les tests économétriques doivent être effectués sur un grand nombre d'observations, ce qui nécessite de disposer de statistiques cohérentes sur une longue période.

B I B L I O G R A P H I E

[1] Prévision de la demande téléphonique : besoins, instruments, procédures par N. CURIEN, M. GENSOLLEN et E. VILMIN, revue R.C.B. n° 44, Mars 1981.

[2] Prévisions téléphoniques à l'horizon 1987 : demande et consommation, note DPAF, Mars 1982, n° G 353.

[3] Prévisions de la consommation téléphonique 1983-1986, note DPAF d'Octobre 1982, n° G 520.

[4] Fonction de consommation des télécommunications, note SPES n° TSPES/D02/JR du 5 janvier 1983.

[5] Statistiques annuelles du service des télécommunications - 1965 -

ANNEXE

Statistiques annuelles des télécommunications - Année 1982

E 1 - TELEPHONE : ABONNEMENTS, LIGNES, POSTES

	E 1h A France Entière	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
	I - ABONNEMENTS PRINCIPAUX										
1	Nouveaux	651 909	726 604	1 020 417	1 442 707	1 782 751	2 154 223	2 203 849	2 316 269	2 299 280	2 238 040
2	Transferts entrants	169 785	177 986	224 300	248 062	294 342	362 202	499 960	607 785	709 250	818 779
3	Résiliés	108 830	115 038	127 159	144 338	171 611	208 997	269 971	390 148	467 183	604 442
4	Transferts sortants	183 249	195 170	222 115	265 288	313 185	386 839	514 107	631 207	725 050	806 106
5	Régularisations	1 565	2 464	– 953	428	493	1 050	– 4 503	– 209	– 5 882	– 15 956
6	Accroissement annuel (Brut)	531 180	596 846	894 490	1 281 571	1 592 790	1 921 639	1 915 228	1 902 490	1 810 424	1 680 315
7	En service à la fin de l'année	5 497 084	6 093 930	6 988 420	8 269 991	9 862 781	11 784 420	13 701 071	15 603 561	17 413 985	19 094 300
	dont :										
8	Ordinaires	5 099 498	5 661 212	6 504 916	7 737 119	9 275 127	11 144 330	12 995 805	14 845 296	16 528 031	18 110 339
9	D'extension	326 948	363 560	417 267	466 390	519 871	573 094	641 396	694 131	824 739	922 219
10	A ligne partagée	17 608	14 540	10 261	6 493	4 073	2 618	1 197	1 129	813	252
11	A 50 % — Postes d'abonnement public	40 811	41 683	42 927	43 613	43 845	41 422	37 757	34 670	29 887	27 014
12	A 50 % — Grands Invalides	4 627	4 716	4 978	5 084	5 258	5 367	5 381	5 408	5 372	5 272
13	Temporaires	6 064	6 597	6 490	9 486	12 634	15 544	17 380	20 770	22 921	26 748
14	Secours Routier	732	823	794	1 016	1 182	1 259	1 307	1 218	1 304	1 452
15	Parlementaires	796	799	787	790	791	786	848	939	867	1 013
16	II - LIGNES SUPPLEMENTAIRES	5 747 814	6 247 363	6 777 498	7 211 496	7 575 237	7 991 445	(1)8 402 784	8 960 932	9 392 254	10 116 650
	III - LIGNES ET POSTES										
17	Postes publics	62 342	67 862	72 697	79 466	90 291	107 161	127 295	149 453	170 356	190 343
18	Postes d'exploitation	89 379	64 464	70 574	77 778	87 101	96 610	106 213	117 859	128 610	141 800
19	Postes de service	12 950	13 639	14 937	17 173	19 452	21 922	24 136	27 473	30 492	51 248
20	Parc de lignes principales (7 + 17 + 18 + 19)	5 661 755	6 239 895	7 146 628	8 444 408	10 059 625	12 010 113	13 958 715	15 898 346	17 743 443	19 477 691
21	Accroissement annuel du parc de lignes principales (Brut)	552 394	578 140	906 733	1 297 780	1 615 217	1 950 488	1 948 602	1 939 631	1 845 097	1 734 248
22	% de variation annuelle du parc de lignes principales	10,8	10,2	14,5	18,2	19,1	19,4	16,2	13,9	11,6	9,8
23	Postes de toute nature (16 + 20)	11 409 569	12 487 258	13 924 126	15 655 904	17 634 862	20 001 558	22 361 499	24 859 278	27 135 697	29 594 341
24	Equipements utilisés pour les besoins de l'exploitation (EUBE) (2)	75 165	77 992	97 183	116 199	133 371	155 782	180 219	199 018	209 670	213 271

(1) abonnements supplémentaires jusqu'en 1978 inclus.

(2) série reconstituée de 1970 à 1973.

E 4e TELEPHONE : DEMANDE DE LIGNES PRINCIPALES

	E 4h A France Entière	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
	I - DEMANDES NOUVELLES + TRANSFERTS										
1	Demandes reçues	1 177 125	1 190 180	1 404 499	2 231 220	2 528 838	2 797 900	2 613 392	3 098 924	3 165 639	3 087 434
2	Demandes annulées	116 035	152 813	234 780	245 177	267 350	314 893	295 942	273 186	244 948	208 812
3	Demande nette	1 061 090	1 037 367	1 169 719	1 986 043	2 261 488	2 483 007	2 317 450	2 825 738	2 920 691	2 878 622
4	Demande satisfaite - Abonnements principaux	821 694	904 590	1 244 717	1 690 769	2 077 093	2 516 425	2 703 809	2 924 054	3 008 539	3 106 819
5	Demande satisfaite - Postes publics	3 338	5 693	8 495	25 551	11 180	18 698	21 914	24 491	24 350	22 837
6	Demande satisfaite - Autres postes*					18 766	19 121	18 435	21 183	24 470	30 348
7	Demande satisfaite - Lignes principales	825 032	910 283	1 253 212	1 716 320	2 107 039	2 554 244	2 744 158	2 969 728	3 057 359	3 160 004
8	Instances (lignes principales)	1 114 655	1 241 739	1 158 246	1 427 969	1 582 418	1 511 181	1 081 707	936 407	798 906	516 017
9	Demande à l'étude	236 864	290 491	333 418	144 499	168 749	118 943	89 605	83 697	73 877	56 519
10	Demandes en cours de réalisation				288 352	344 255	338 422	287 217	277 629	249 872	219 906
11	Liste d'attente	877 791	951 248	824 828	995 118	1 069 414	1 053 816	687 943	559 956	458 401	227 180
12	Retardées du fait du demandeur							16 942	15 125	16 756	12 412
	II - DONT DEMANDES NOUVELLES										
13	Demande nette	876 427	843 081	955 383	1 723 307	1 953 036	2 108 370	1 824 187	2 220 427	2 211 719	2 076 071
14	Demande satisfaite - Abonnements principaux	651 909	726 604	1 020 417	1 442 707	1 782 751	2 154 223	2 203 849	2 316 269	2 299 289	2 288 040
15	Demande satisfaite - Postes publics	3 174	5 359	8 012	23 643	10 812	18 368	21 605	24 161	24 081	22 330
16	Demande satisfaite - Autres postes*					17 429	17 821	17 216	19 886	22 905	28 153
17	Demande satisfaite - Lignes principales	655 083	731 863	1 028 429	1 466 350	1 810 992	2 190 412	2 242 670	2 360 316	2 346 275	2 338 523
18	Instances (lignes principales nouvelles)	1 013 168	1 124 286	1 051 240	1 308 197	1 450 241	1 368 199	948 802	804 818	668 494	403 581
	III - DONT TRANSFERTS										
19	Demande nette	184 663	194 286	214 336	262 736	308 452	374 637	493 263	605 311	708 972	802 551
20	Demande satisfaite - Abonnements principaux	169 785	177 986	224 300	248 062	294 342	362 202	499 960	607 785	709 250	818 779
21	Demande satisfaite - Postes publics	164	334	483	1 908	368	330	309	330	269	507
22	Demande satisfaite - Autres postes*					1 337	1 300	1 219	1 297	1 565	2 195
23	Demande satisfaite - Lignes principales	169 949	178 320	224 783	249 970	296 047	363 832	501 488	609 412	711 084	821 481
24	Instances (transferts de lignes principales)	101 487	117 453	107 006	119 772	132 177	142 982	132 905	131 589	130 412	112 436
	IV - DELAI MOYEN DE RACCORDEMENT (MOIS)										
25	Demandes nouvelles + transferts (8)/(7) x 12	16,2	16,4	11,1	10,0	9,0	7,1	4,7	3,8	3,1	2,0
26	Demandes nouvelles (18)/(17) x 12	18,6	18,4	12,3	10,7	9,6	7,5	5,1	4,1	3,4	2,1
27	Transferts (24)/(23) x 12	7,2	7,9	5,7	5,7	5,4	4,7	3,2	2,6	2,2	1,6

PARTIE II : ANALYSE DES ETUDES ETRANGERES

INTRODUCTION

L'objet de ce rapport est de passer en revue les études sur la demande de services de télécommunications publiées à l'étranger. Fidèle à une optique que nous avions déjà adoptée dans la première partie de ce travail, nous avons distingué les raccordements de la consommation téléphonique et nous avons adopté comme fil directeur la mesure de l'impact des prix et des revenus sur la demande.

Le papier traite successivement des lignes raccordées et de la consommation et dans chaque cas aborde rapidement les modèles théoriques pour s'étendre ensuite plus longuement sur les travaux empiriques.

I - LA DEMANDE DE RACCORDEMENT

Avant de passer en revue les études empiriques qui ont été réalisées dans les pays étrangers, nous allons exposer la théorie de la demande de raccordement telle qu'elle est présentée dans les travaux anglo-saxons.

1.1. La demande de raccordement d'un point de vue théorique

Dans l'analyse théorique, la demande de raccordement possède des propriétés particulières du fait que l'accès au réseau téléphonique produit une double externalité. D'une part, lorsqu'un individu est raccordé à un réseau, il procure aux abonnés existants un "bénéfice", puisque ces derniers peuvent communiquer avec une personne supplémentaire. Inversement, il dispose d'emblée de tout le réseau et l'avantage qu'il en tire augmente avec la taille du réseau. Le premier effet peut être appelé une "externalité d'accès" et le second un "effet de réseau" (1). D'autre part, un appel téléphonique produit une externalité (positive ou négative) sur celui qui la reçoit ; en revanche il n'y a pas dans ce cas de gain ou de perte d'utilité à attendre pour l'appelant. Cette utilité produite sur la personne qui reçoit la communication (l'appelé) peut être qualifiée d'"externalité d'usage". En toute rigueur, la demande de raccordement devrait prendre en compte les externalités d'accès et d'usage et l'effet de réseau. Mais nous verrons que ces effets sont difficiles à mettre en évidence dans les cas concrets.

Dans la suite de ce paragraphe, nous allons présenter un modèle théorique proposé par ARTLE et AVEROUS (1973) et RHOLFS (1974) et repris par L.D. TAYLOR (1980) qui essaie de prendre en compte une partie de ces externalités.

a) la demande de raccordement au niveau microéconomique : le modèle accès/usage

On se place dans la configuration habituelle où le consommateur fait ses choix de consommation en maximisant son utilité sous une contrainte de revenu. Son panier de biens potentiels est initialement constitué de deux biens : les communications téléphoniques en quantité q et un autre bien composite, en quantité x, qui représente l'ensemble de tous les autres biens. La communication téléphonique est vendue au prix π supposé identique quelque soit le type de service rendu (distance, durée, etc...). On définit alors la demande de raccordement du consommateur par une variable qualitative δ telle que :

$\delta = 1$ si le consommateur désire être raccordé au réseau
$\delta = 0$ si non

.../...

(1) L'effet de réseau est aussi une externalité.

Le point important est de voir que le consommateur ne trouve d'utilité à être raccordé que par l'usage qu'il fait du téléphone. Ainsi doit apparaître dans la fonction d'utilité non pas la variable qualitative de raccordement, mais le nombre de communications effectuées.

On écrit donc la fonction d'utilité de la manière suivante :

$$(1) \qquad U = U \ (\delta q \ , \ x \ , \ \delta N)$$

δq représente le nombre de communications conditionnellement au fait d'être raccordé, N est le nombre d'abonnés au réseau et δN la même variable conditionnée au fait d'être raccordé, x est le panier des autres biens.

La fonction d'utilité est supposée croissante en tous ses arguments.

Cette façon d'écrire la fonction d'utilité fait un certain nombre d'hypothèses :

- Tout d'abord comme nous l'avons dit l'utilité du raccordement est dérivée de l'utilité des communications ; ce qui autorise à parler d'une approche raccordement/usage.

- D'autre part, l'utilité dépend positivement du nombre d'abonnés existants N ; cette variable représente l'effet de réseau. En introduisant cette variable plutôt que l'ensemble de la population, on fait l'hypothèse - somme toute naturelle quoique légèrement restrictive - que chaque abonné ne communique qu'avec d'autres abonnés et non pas avec l'ensemble de la population.

- Enfin, on n'a pas fait apparaître, dans la fonction d'utilité, le nombre d'appels potentiels provenant des autres abonnés. En d'autres termes, le modèle néglige l'externalité d'usage. Le nombre d'appels qui figure comme argument représente uniquement le bénéfice que l'utilisateur pourrait tirer de son raccordement au réseau.

La contrainte de budget du consommateur est écrite de la manière suivante :

$$(2) \qquad \underbrace{\delta \ (r}_{\text{dépense de raccordement}} + \underbrace{\Pi \ q)}_{\text{dépenses pour les communications}} + \underbrace{p \ x}_{\text{dépense pour l'achat des autres biens}} = \underbrace{R}_{\text{revenu}}$$

.../...

r est le prix d'accès au réseau, c'est-à-dire le prix du raccordement (ou taxe de raccordement)
Π est le prix d'une communication (ou taxe de base)
p est le prix du bien composite constitué de tous les autres biens
R est le revenu du consommateur.

La contrainte budgétaire signifie que la dépense totale (pour le raccordement δ r, pour les communications $\delta \Pi$ q et pour les autres biens p x) conditionnellement au fait d'être raccordé doit être égale au revenu.

La maximisation de l'utilité sous la contrainte de revenu est faite alors en deux étapes : on commence par calculer la consommation téléphonique d'un individu raccordé puis on détermine dans quel cas cet individu a intérêt à posséder le téléphone.

1ère étape

On se place dans le cas où le consommateur est raccordé au réseau (δ = 1) ; la maximisation de l'utilité sous la contrainte de revenu (2) conduit aux fonctions de demande suivantes :

$$(3) \qquad q = q \overset{(-)}{(\Pi} , \overset{(+)}{p} , \overset{(+)}{N} , \overset{(+)}{R - r)}$$

$$(4) \qquad x = x \overset{(+)}{(\Pi} , \overset{(-)}{p} , \overset{(?)}{N} , \overset{(+)}{R - r)}$$

Par rapport aux fonctions de demande traditionnelles, on peut noter deux différences.

(i) La contrainte de revenu s'exprime par le terme R - r au lieu de R, puisque la consommation téléphonique est conditionnelle à l'accès au réseau.

(ii) Les fonctions de demande dépendent du nombre d'abonnés N (effet de réseau).

2ème étape : la décision de raccordement

Maintenant que nous connaissons la consommation d'un individu qui possède le téléphone et l'utilité qu'il en retire, il est possible de déterminer s'il a intérêt à être raccordé.

Pour cela, on calcule le surplus que retire le consommateur, raccordé au réseau, par l'usage du téléphone. Tout d'abord on inverse la fonction de demande (3) et on obtient le prix de la consommation en fonction de la quantité :

$$\Pi = g \overset{(-)}{(q} , \overset{(+)}{p} , \overset{(+)}{N} , \overset{(+)}{R - r)}$$

Le surplus du consommateur qui consomme la quantité q est :

$$S = \int_0^q g\ (x\ ,\ \psi\ ,\ N\ ,\ R - r)\ dx - \Pi q$$

C'est le montant total que le consommateur est prêt à payer pour un prix d'usage Π .

La deuxième étape consiste à se donner une théorie de la demande de raccordement proprement dite. On dira que le consommateur demande le raccordement si le bénéfice qu'il en retire, mesuré par le surplus qu'il peut obtenir de l'usage du téléphone est supérieur au coût d'accès. On écrira donc :

$$\delta = 1 \qquad \text{si} \qquad S \geqslant r$$

$$\delta = 0 \qquad \text{si} \qquad S < r$$

Evidemment dans le cas où $\delta = 0$, les fonctions de demande dérivées précédemment ne sont plus valables. On les recalcule en faisant $\delta = 0$, on obtient :

$$U = U\ (x) \qquad \psi\, x = R \qquad \text{et} \qquad x = \frac{R}{\psi}$$

b) la demande macroéconomique de raccordement

Le problème consiste à étendre la fonction de demande à l'ensemble de la population (agrégation). La consommation téléphonique est toujours identifiée au nombre d'appels tandis que la demande de raccordement est identifiée à la proportion de la population totale qui possède le téléphone. Notons Q le nombre total d'appels, c'est une fonction du prix d'une communication Π , du prix des autres biens ψ , du coût d'accès r, du nombre d'abonnés N et du revenu agrégé Y.

$$(6) \qquad Q = Q\ (\Pi\ ,\ \psi\ ,\ r\ ,\ N\ ,\ Y)$$

Le seul problème d'agrégation porte sur le revenu Y : l'élasticité de la consommation au revenu dépend non seulement du comportement des individus mais aussi de la structure de la population, mais ce point est secondaire.

.../...

Pour agréger la demande de raccordement, on note M la taille de la population (de ménages par exemple), N le nombre d'abonnés et on définit pour l'individu [n] la variable de demande de raccordement par :

$\delta_n = 1$ si l'individu est raccordé

$\delta_n = 0$ si non

Alors

$$N = \sum_{n=1}^{M} \delta_n$$

Il s'agit alors d'expliquer la variable $\frac{N}{M}$

D'après les résultats de la deuxième étape, on peut écrire le surplus du consommateur [n] :

$$(5) \qquad S = \int_0^{q_n} g_n \ (q \ , \ \nu \ , \ N \ , \ R_n - r \ ) \ dq - \Pi \ q_n$$

où q_n est sa consommation téléphonique et R_n son revenu. La forme de la fonction de demande g_n dépend de l'individu parce qu'elle dépend de la forme de sa fonction d'utilité.

La demande de raccordement de l'individu [n] s'écrit :

$$\begin{cases} \delta_n = 1 & \text{si} \quad S_n \geqslant r \\ \delta_n = 0 & \text{si} \quad S_n < r \end{cases}$$

Les valeurs de δ_n dépendent des revenus des consommateurs $R_n - r$ et de la forme de leur fonction d'utilité (1). Si on suppose que, ces dernières sont toutes identiques, $S_n - r$ va dépendre uniquement de la distribution des revenus, donc N aussi. Pour M donné, on peut traiter S_n comme une variable aléatoire et N sera déterminé par la probabilité que les S_n pour $n \leqslant N$ soient supérieurs à r :

.../...

(1) A chaque fonction d'utilité correspond une fonction de demande g différente.

$$(7) \quad P(S_n > r) = 1 - F(r)$$

$$= 1 - \int_0^r f(S_n)\, d\, S_n$$

f et F sont les densités et les fonctions de répartition de S_n

Si $h(R_n)$ représente la fonction de densité du revenu R_n, on a :

$$(8) \quad f(S_n) = h\left(R_n(S_n)\right) \frac{d\, R_n(S_n)}{d\, S_n}$$

En appelant H la fonction de répartition des revenus, on obtient :

$$P(S_n > r) = P\left(R_n > R^*(r)\right)$$

$$= 1 - H\left(R^*(r)\right)$$

$$= 1 - \int_0^{R^*(r)} h(R_n)\, d\, R_n$$

où $R^*(r)$ est défini par :

$$(9) \quad H(R^*) = F(r)$$

On a donc :

$$(10) \quad \frac{N}{M} = P(S_n > r) = \int_{R^*(r)}^{+\infty} h(R_n)\, d\, R_n$$

R* (r) peut être interprété comme un revenu-seuil à partir duquel les ménages décident de s'abonner. Compte-tenu des équations (7), (8) et (9), on remarque que ce revenu-seuil dépend positivement du prix du raccordement r et du prix de la consommation Π et négativement de la taille du réseau N et du prix des autres biens π. La demande de raccordement s'écrit donc :

$$(11) \quad \frac{N}{M} = f\left(\underset{(-)}{\Pi}, \underset{(+)}{\pi}, \underset{(-)}{r}, \underset{(+)}{N}, \underset{(+)}{Y}\right)$$

.../...

Cette équation représente une expression générale de la demande de raccordement, comprenant des effets prix (π , p , r), un effet revenu Y et un effet de réseau N.

c) quelques remarques

La dérivation de la demande de raccordement que nous venons de présenter a le mérite de bien mettre en évidence les liens entre l'accès au téléphone et son usage : le second étant conditionnel au premier, mais le premier dépendant de l'utilité du second. En outre, les formulations adoptées ont l'avantage de la simplicité et de la généralité. Cependant elles ne peuvent être appliquées directement pour des études empiriques, car elles ne prennent pas en compte explicitement les modalités concrètes de la tarification, ni les conditions particulières qui peuvent moduler la demande. Citons pêle-mêle du côté de la tarification, l'abonnement pour l'usage du téléphone, la tarification à la durée et les grilles tarifaires suivant la distance, la nature de l'appel (national ou international) et l'heure ou le jour d'appel. En revanche elle montre qu'il est nécessaire de prendre en compte la taille du réseau. Cependant elle néglige les effets liés à la nature même du téléphone comme la saturation de la demande lorsque les ménages sont équipés. Enfin elle suppose que la demande de raccordement n'est jamais rationnée quantitativement, hypothèse inadéquate pour le cas français. Pour finir elle ne peut s'appliquer qu'à la demande des ménages. En partie pour ces raisons et en partie par souci de réalisme les études empiriques s'éloignent souvent de ce cadre théorique comme nous allons le voir.

1.2. Les études empiriques

Nous allons aborder successivement les études de FELDMAN (1976), PERL (1978) et POUSETTE (1976).

a) La plupart des études américaines s'appuient sur les travaux initiaux de FELDMAN. Ce dernier a étudié, en coupe instantanée, la demande pour 36 catégories de services fournis par le Bell System ; il distingue les postes professionnels et privés, les postes principaux et secondaires. Pour les abonnements de postes principaux des ménages, il considère comme variables explicatives :

- le prix moyen du service téléphonique calculé comme le rapport du revenu total par central téléphonique au nombre de lignes principales
- le revenu par tête
- la population totale raccordée
- des variables indicatrices pour tenir compte des caractéristiques régionales.

.../...

Les principaux défauts de son étude concernent le choix des variables explicatives. En particulier la population est au niveau régional un proxy de la taille du marché et de la taille du système (effet de réseau). Le coefficient de cette variable a donc une signification ambigüe. Le prix moyen utilisé pose problème car il comprend la variable dépendante au dénominateur. Ses estimations surévaluent donc l'élasticité-prix. Enfin il ne distingue pas les différents éléments de la tarification : taxe de raccordement, abonnement pour la ligne, abonnement pour l'usage local et tarification à la durée pour les communications longue distance (voir tableau 1).

b) L'étude de PERL (1978)

PERL se pose essentiellement trois questions :

- quelle est l'influence du prix sur la demande ?
- quelle est l'influence de la nature (revenu, âge, etc...) des ménages sur la demande ?
- l'élasticité-prix de la demande dépend-elle de la nature du ménage (revenu, âge, etc...) ?

Il opère sur un sondage au 1/1000 fait en 1970 et considère 3 modèles (linéaire, logit, probit), qu'on peut résumer ainsi. Appelons P (T/x) la probabilité pour qu'un ménage possède le téléphone conditionnellement au vecteur de variables économiques ou démographiques x (revenus, prix, etc..). Le modèle linéaire s'écrit :

$$P\ (T/x) = x\beta + \varepsilon$$

où β est un vecteur de coefficients et ε une variable aléatoire indépendante de x qui représente le terme d'erreur.

Le modèle logit s'écrit :

$$\frac{P\ (T/x)}{1 - P\ (T/x)} = e^{x\beta + \varepsilon}$$

Le modèle probit s'écrit :

$$P\ (T/x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x\beta} e^{-z^2/2}\, dz$$

ou

$$P\ (T/x) = \text{probabilité}\ (z < x\beta) \qquad (z \text{ normal})$$

en d'autres termes, T est la fonction de répartition d'une loi normale.

.../...

Ces modèles signifient simplement que le fait d'avoir le téléphone est une variable aléatoire qui dépend de variables économiques et démographiques et qu'au-delà (1) d'un certain seuil les consommateurs ne demandent pas le téléphone.

PERL teste ces trois modèles en prenant pour variables économiques et démographiques les variables suivantes :

- coût mensuel d'accès (abonnement)
- coût d'accès (taxe de raccordement)
- revenu
- âge
- nombre d'années de scolarité du chef de ménage
- nombre de personnes dans le ménage
- variable indicatrice du fait que le chef de ménage est chômeur ou non
- variable indicatrice du fait qu'il habite à la ville ou à la campagne
- variable indicatrice du fait qu'il habite au Nord ou au Sud (des Etats-Unis)
- variable indicatrice du fait qu'il est Blanc ou "Colored"
- variable indicatrice de son sexe
- variable indicatrice du fait qu'il est marié ou non.

Les résultats principaux sont obtenus principalement avec le modèle logit.

- L'élasticité à l'abonnement est comprise entre - 0,067 et - 0,091.

- L'élasticité à la taxe de raccordement est comprise entre - 0,016 et - 0,022.

- L'élasticité-prix est sensible au revenu du chef de ménage, elle diminue avec le revenu. Par exemple pour un ménage gagnant 1 500 $, elle est de - 0,173 à - 0,422 par rapport à l'abonnement, c'est-à-dire de 3 à 4 fois supérieure à la moyenne.

.../...

(1) ou en deçà. Il suffit de changer les variables économiques pour avoir un seuil minimum au lieu de maximum.

- L'élasticité-prix est une fonction décroissante de l'âge du chef de ménage, de la taille du ménage.

- La demande de raccordement est une fonction croissante du revenu, de l'âge du chef de ménage, de son éducation, du nombre de personnes du ménage ; elle est plus forte s'il habite en ville, dans le nord, s'il est blanc ; moins forte s'il est célibataire et si c'est une femme.

- L'inconvénient majeur est qu'il ne prend pas en compte l'effet de réseau sauf de manière indirecte et brutale en tenant compte de la distinction ville-campagne.

c) L'étude de POUSETTE (1976)

Son étude est une application directe de la théorie présentée dans le paragaphe 1.1. Elle porte sur des données chronologiques (1949-1974) et distingue les abonnés ménages, entreprises et les postes publics. Il introduit en outre une équation pour les nouveaux raccordements et une équation pour les résiliations.

Pour les ménages, il obtient :

$$C = \underset{(0,22)}{-20,8} + \underset{(3,0)}{0,09}\,(H - S) + \underset{(1,26)}{3,78}\left(\frac{D}{H}\right) - \underset{(2,78)}{0,50}\,\frac{P_U}{P_C} - \underset{(9,54)}{1,24}\,\frac{P_T}{P_C} + \underset{(7,85)}{1,57}\,AUT \qquad R^2 = 0,97$$

C : nombre de nouveaux abonnés
H : nombre de ménages
S : stock d'abonnés
D : consommation privée totale
P_U : somme pondérée de la taxe de base et de la taxe de raccordement
P_C : prix de la consommation des ménages
P_T : abonnement
AUT : indicatrice pour l'automatisation du réseau

Les résiliations :

$$R = \underset{(6,3)}{-165} + \underset{(4,6)}{3,50}\,M + \underset{(5,4)}{1,62}\,E + \underset{(3,3)}{0,26}\,C + \underset{(5,3)}{21,8}\,D4960 + \underset{(2,9)}{14,15}\,D61 \qquad R^2 = 0,92$$

.../...

R : résiliations
M : nombre de morts dans la population
E : nombre d'émigrants
C : nombre de raccordements

D4960 et D61 sont des indicatrices qui servent à prendre en compte une rupture dans l'élaboration des données.

Les résultats sont les suivants :

- L'élasticité à l'abonnement est supérieure à 1.

- L'élasticité à la taxe de raccordement est forte (environ 0,50).

- La propension par rapport à la consommation totale, qui est un proxy du revenu, n'est pas significativement différente de 0. Ce résultat vient du fait que la consommation totale est un mauvais proxy du revenu : il peut y avoir des substitutions entre raccordement et d'autres consommations.

- L'inconvénient majeur de son étude est de ne pas faire apparaître les élasticités-prix et revenu car les estimations sont en niveau et non en logarithme, ce qui rend les résultats difficilement comparables à ceux des autres auteurs.

- En revanche, il est le seul à faire apparaître un effet de saturation du réseau par la variable H - S : nombre de ménages non encore équipés. Malheureusement, comme cette variable est la seule variable extensive du modèle, elle capture aussi l'effet de réseau, ce qui biaise probablement le coefficient.

d) Comparaison des résultats

Les estimations sont rassemblées dans le tableau 1. Elles amènent les conclusions suivantes :

- Les élasticités à la taxe de base sont comprises entre 0,05 et 0,12 et toujours significativement négatives.

- L'élasticité-revenu est positive, significativement différente de 0, et comprise entre 0,15 et 0,61.

- L'élasticité à la taxe de raccordement n'est jamais estimée sauf pour PERL et WAVERMAN ; elle est alors du même ordre de grandeur que l'élasticité à la taxe de base.

Le fait que les élasticités-prix soient très faibles ne doit pas surprendre ; il s'agit, en effet, d'élasticités au stock de lignes installées. Rapportées au flux de demande de raccordement, elles correspondraient à un chiffre beaucoup plus élevé, sans doute voisin ou même supérieur à l'unité. Cependant on peut remarquer que l'estimation des élasticités-prix et revenu est en général biaisée parce que les modèles ne prennent pas en compte ou mal l'effet de réseau.

.../...

Tableau 1

ELASTICITES DU PARC DE LIGNES RACCORDEES

Type d'étude	Variable expliquée	Elasticité-prix		Elasticité revenu	Données	Effet de réseau
		taxe de raccordement	taxe de base			
Ménages						
Alleman	postes principaux		- 0,17	0,56	USA (S)	NON
Feldman	postes principaux		- 0,05	0,54	USA Etats (S)	OUI
Perl	postes principaux	- 0,02	- 0,08	0,15	USA (S)	NON
Waverman			- 0,12	0,15	Canada (T)	NON
Rash	id		- 0,11	0,61	Canada (T)	NON
Entreprises						
Waverman	id		- 0,09		Canada (T)	NON
Ménages + Entreprises						
Davis	total des postes téléphoniques moins postes secondaires		- 0,08	0,39	US (T)	?
Waverman	postes principaux	- 0,04	- 0,06	0,56	Canada (T)	NON

T : séries temporelles annuelles
S : section instantanée (données en coupe)

Remarque

La variable expliquée est le parc de lignes, non la demande de raccordement, ni le flux des nouveaux abonnés. L'étude POUSETTE qui porte sur la demande de raccordement n'est donc pas comparable et ne figure pas dans ce tableau.

II - LA CONSOMMATION TELEPHONIQUE

Nous aborderons dans cette partie le deuxième volet des études concernant la demande en services de télécommunications, à savoir la consommation des usagers du téléphone. Dans ce domaine, les principales questions qui se posent peuvent être formulées ainsi :

- Quelle est la sensibilité de la consommation d'une catégorie de service particulière aux prix, aux revenus et à la taille du réseau ?

- Quelle est l'importance comparative sur le volume et la structure de la consommation, des revenus, des prix, de la taille du réseau et de la nature du consommateur : entreprise ou ménage et dans le second cas catégorie socio-professionnelle du ménage) ?

- Une modification de la structure des tarifs provoque-t-elle des substitutions entre catégories de services consommés ? Et comme on s'attend à une réponse affirmative, quelle est la nature et l'importance de ces substitutions ?

La difficulté principale pour répondre à ces questions provient de la variété des services offerts. En effet, la nature d'un appel téléphonique dépend de quatre paramètres principaux :

- la nature de la ligne utilisée : cabine publique, ligne ménage, ligne entreprise...

- la période où a lieu l'appel : semaine ou week-end, journée ou nuit...

- la distance entre les interlocuteurs

- la durée de la communication.

A chacune de ces catégories correspond en général une tarification particulière ; l'économètre doit donc choisir judicieusement les variables de prix qui permettent de répondre au mieux aux questions pour la catégorie de service qu'il utilise. C'est en gardant à l'esprit ce point que nous allons présenter les études faites dans les pays étrangers.

Reprenant le plan adopté pour la demande de raccordement, nous commencerons par exposer rapidement un modèle théorique simple prenant en compte la tarification selon la durée et la distance, puis nous passerons aux travaux empiriques. Comme il n'existe pas, dans ce domaine, d'études qui abordent toutes les catégories de service, nous passerons en revue successivement les différents thèmes : influence du passage de la tarification au forfait à la tarification à la durée, communications à courte distance (tarifées à la communication), communications à longue distance (tarifées à la durée), communications régionales, internationales et provenant des cabines publiques. Enfin nous terminerons par une revue d'ensemble des résultats tirée des travaux de TAYLOR afin d'en dégager les principaux enseignements.

.../...

2.1. Consommation téléphonique, durée et distance

Dans ce paragraphe sont présentés quelques éléments théoriques pour tirer les conséquences des liens entre consommation et tarification selon la durée et la distance. Les développements qui suivent sont tirés de l'ouvrage de L.D. TAYLOR : "Telecommunications demand : a Survey and Critique".

a) L'incidence de la tarification selon la durée

Afin de traiter le problème de manière aussi simple et générale que possible, on suppose que la consommation téléphonique est mesurée en unités de durée de communication (ou impulsions). On note q le nombre d'unités consommées au total. On suppose, en outre, que chaque communication est justiciable de deux tarifs : les premières unités jusqu'à un certain seuil sont facturées au prix π_1 , les unités suivantes sont facturées au prix $\pi_2 < \pi_1$. D'un point de vue analytique, la courbe d'offre possède trois branches :

(i) Les premières communications (comptées en impulsions) sont facturées à un niveau fixe r jusqu'au seuil q_1.

(ii) Les unités de temps suivantes jusqu'au seuil q sont facturées au prix π_1.

(iii) Les unités de temps supplémentaires sont facturées au prix $\pi_2 < \pi_1$.

On décrit donc l'offre de la manière suivante :

prix	quantité
r	$q \leqslant q_1$
π_1 par unité	$q_1 < q \leqslant q_2$
π_2 par unité	$q_2 < q$

Cette formulation a l'avantage de couvrir toutes les tarifications existantes. Le coût fixe r représente l'abonnement et le forfait pour un premier lot de consommation en usage aux Etats-Unis, le prix π_1 représente la tarification classique à la durée et le prix π_2 représente soit la tarification marginale décroissante en usage aux Etats-Unis, soit l'impact de l'abonnement obligatoire en France qui rend le coût marginal de la communication décroissant pour l'usager.

On suppose alors que l'usager du téléphone a le choix entre consommer du téléphone ou des autres biens x au prix p . Sa décision consiste à maximiser son utilité sous la contrainte de revenu que nous écrivons :

.../...

$$r + f_1 (\pi_1, q, q_1, q_2) + f_2 (\pi_2, q, q_2) + p x = R$$

où R est le revenu et f_1 et f_2 le coût total des communications téléphoniques et $p x$ le coût d'achat des autres biens. On a évidemment :

$$f_1 (\pi_1, q, q_1, q_2) = \begin{cases} 0 & \text{si } q \leq q_1 \\ \pi_1 (q - q_1) & \text{si } q_1 < q \leq q_2 \\ \pi_2 (q_2 - q_1) & \text{si } q_2 < q \end{cases}$$

$$f_2 (\pi_2, q, q_2) = \begin{cases} 0 & \text{si } q \leq q_2 \\ \pi_1 (q - q_2) & \text{si } q > q_2 \end{cases}$$

La maximisation de l'utilité peut se représenter simplement dans un diagramme (x, q) :

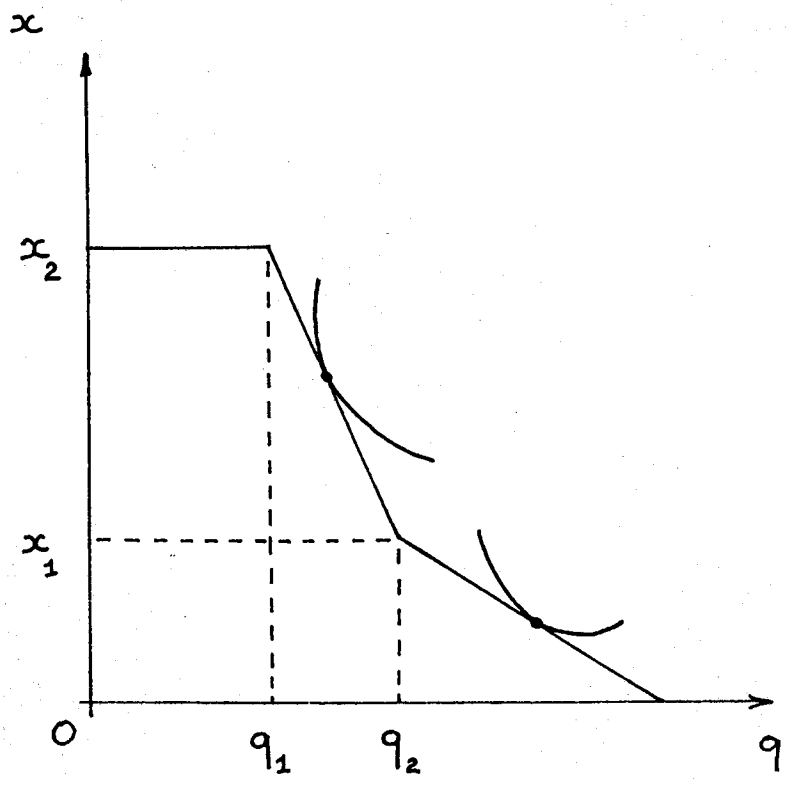


figure 1

.../...

On a représenté deux fonctions d'utilité pour mettre en évidence les deux cas possibles : $q \leqslant q_2$ et $q > q_2$.

On peut alors montrer facilement les résultats suivants :

- La demande de consommation est discontinue par rapport au prix, par rapport au revenu (sauf si les fonctions d'utilité sont homogènes), elle n'est pas unique.

- Une augmentation du coût fixe r, du coût des premières unités π_1 ou une baisse de revenu se traduit par une baisse de la consommation sans substitution lorsque la fonction d'utilité est homogène et le choc initial est faible. (Si $q > q_2$, il reste supérieure à q_2). Si le choc est grand, il peut y avoir effet de substitution ($q < q_2$).

- Une augmentation du tarif marginal π_2 se traduit toujours par un effet de substitution, c'est-à-dire un raccourcissement de la durée des communications.

Figure 2
Baisse du revenu

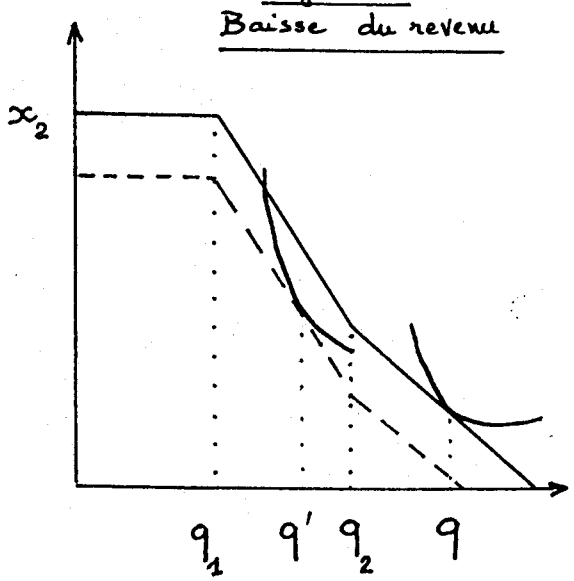


Figure 3
Hausse du prix π_1

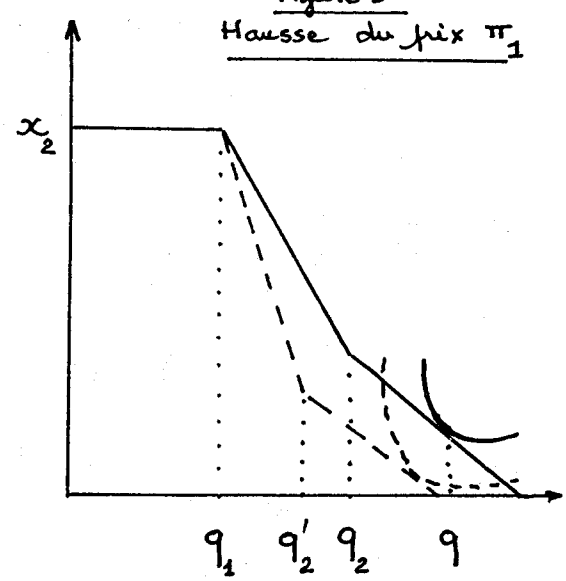
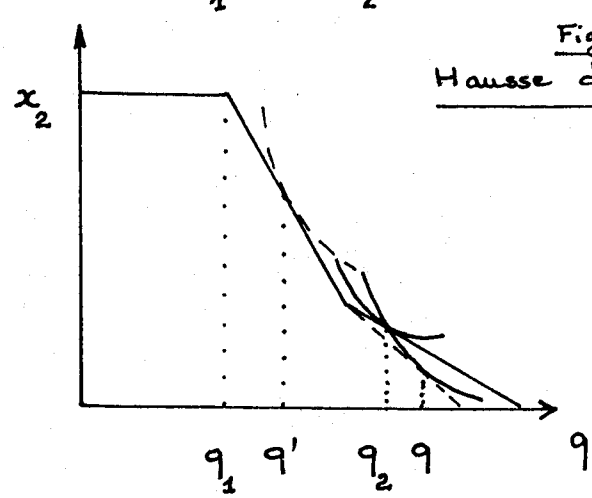


Figure 4
Hausse du prix marginal π_2



.../...

b) L'incidence combinée de la facturation à la distance et à la durée sur la consommation macroéconomique

On retient les résultats de l'analyse précédente et on suppose pour simplifier que la facturation est faite en deux temps : π_0 le coût de l'appel et π_1 le coût par unité de temps. Au niveau macroéconomique, en retenant la formulation du paragraphe 1.1.b. équation (6) et en tenant compte des résultats de la partie (a), on peut écrire, si on suppose le modèle linéaire :

$$Q = \alpha_0 - \alpha_1 \pi_0 - \alpha_2 \pi_1 + \alpha_3 p - \alpha_4 r - \alpha_5 N + \alpha_6 Y$$

où Q est la durée totale des communications, p le prix du panier des autres biens consommés, r la taxe de raccordement, N le nombre d'abonnés et Y le revenu global. Tous les coefficients sont positifs. Cette équation prend en compte l'effet de réseau par N et l'effet de revenu par Y. Pour étudier l'influence des variables économiques sur la durée, on peut introduire explicitement celle-ci par :

$$Q = X\ T$$

où X est le nombre de communications et T leur durée moyenne.

On est alors tenté de poser deux équations séparées :

$$X = a_0 - a_1 \pi_0 - a_2 \pi_1 + a_3 p - a_4 r + a_5 N + a_6 Y$$

$$T = b_0 - b_1 \pi_1 + b_2 p + b_3 N + b_4 Y$$

Cette formulation n'est pas justifiable théoriquement, mais elle a l'avantage d'être facilement testable. On remarque que la taxe de raccordement r n'apparaît pas comme variable explicative. Si π_0 et π_1 doivent apparaître dans l'équation de X, en revanche π_0 (1) ne doit pas apparaître dans celle de T. Enfin elle a l'avantage d'être cohérente avec la théorie de la demande de raccordement développée dans la première partie.

Cette formulation se prête aussi fort bien à l'étude des communications selon la distance. Supposons qu'on puisse classer les appels selon la distance et la tarification de telle sorte que les communications [j] de distance d_j soient facturées π_{1j}, on écrira :

$$X_j = a_{0j} - a_{1j} \pi_0 - a_{2j} \pi_{1j} + a_{3j} p - a_{4j} r + a_{5j} N_j + a\ Y - a\ d$$

$$T = b_{0j} - b_{1j} \pi_{1j} + b_{2j} p + b_{3j} N_j + b_{4j} Y + b_{5j} d_j$$

.../...

(1) Contrairement à l'hypothèse de TAYLOR p. 53.

Les coefficients sont tous positifs. N_j représentent le nombre d'abonnés à distance d_j. On remarquera que le coefficient de d_j dans l'équation de la durée est positif : c'est un résultat actuellement admis, que la durée des appels augmente avec la distance qui sépare les correspondants.

Il n'est guère possible d'aller plus loin dans la théorie de la consommation téléphonique ; l'essentiel se trouve dans les tests empiriques que nous allons passer en revue maintenant.

2.2. L'impact de la tarification à la durée : l'étude de PAVARINI (1975)

PAVARINI étudie l'impact de la tarification à la durée à partir de l'expérience de la société METROPAC de DENVER qui, en janvier 1971, est passée d'une tarification à la communication à une tarification à la durée. Pour cela, il dispose d'une base de données constituée par 387 ménages et 80 entreprises abonnés de la société METROPAC et des observations sur trois périodes de quatre mois : Avril-Juillet 1970, Août-Novembre 1970 et Avril-Juillet 1971. La méthode de PAVARINI consiste à estimer la variation du nombre de communications qui aurait eu lieu entre la période Avril-Juillet 1971, située après la modification tarifaire, et la période Août-Novembre 1970, située avant la modification tarifaire. Pour cela il utilise un prédicteur de la demande estimé sur les périodes Avril-Juillet 1970 et Août-Novembre 1970 afin de tenir compte des variations saisonnières. Ensuite la différence entre les communications effectivement réalisées et les communications prévues pour Avril-Juillet 1971 est attribuée à la modification des tarifs. Analytiquement, on note U_1 , U_2 , U_3 les communications, pour les 3 périodes, mesurées en nombre de minutes par mois. Ces variables peuvent être considérées comme aléatoires. Notons u_1 , u_2 , u_3 les observations. PAVARINI suppose alors que la loi de demande conditionnelle de U_3 connaissant $U_2 = u_2$ est log-normale et de la forme :

$$\left(U_3 \,/\, U_2 = u_2 \right) = e^{A(p)} \; u_2^{\,b(p)}$$

où p est le tarif après la modification et $A(p)$ une variable aléatoire. En supposant que $A(p)$ suit une loi normale de moyenne $m(p)$ et de variance $\sigma^2(p)$, il montre que :

$$E\left(U_m \,/\, U_2 = u_2 \right) = e^{m(p) + \frac{\sigma^2(p)}{2}} \; u_2^{\,b(p)}$$

.../...

Son estimation donne les résultats suivants :

		$\hat{m}$	$\hat{\sigma}_2$	$\hat{b}$
Ménages	valeurs	2,08	0,28	0,41
	écarts-type	(0,3)	(0,02)	(0,06)
Entreprises	valeurs	0,87	0,06	0,80
	écarts-type	(0,6)	(0,04)	(0,10)

Source TAYLOR

La sensibilité au tarif est donnée par $\hat{m} + \hat{b}$ Log v_2 . On peut voir qu'elle est importante et significativement différente de 0.

2.3. Les communications locales

Dans ce paragraphe, nous présentons rapidement les études de BEAUVAIS et WAVERMAN puis comparons l'ensemble des estimations effectuées.

a) Les travaux de BEAUVAIS (1977)

Ses estimations portent sur les communications à courte distance effectuées dans l'Illinois sur un mois (Août 1976) par 1 000 ménages abonnés. Les estimations sont en coupe instantanée. Le nombre de communications X est estimé par le modèle suivant :

$$X = f\ (R, p_m, p_M)$$

Le revenu R est représenté par des variables indicatrices qui correspondent à des tranches de revenu ; le prix moyen p_M est le rapport charge mensuelle totale du central local ;
nombre d'appels locaux

le prix marginal p_m est le coût d'opportunité du temps passé pour une communication ; il est mesuré par la durée de la communication multipliée par le salaire de l'abonné.

Cette spécification présente des inconvénients :

(i) Il n'y a pas d'effet de réseau.

(ii) Le prix moyen comprend la variable dépendante au dénominateur, ce qui biaise la valeur absolue de l'élasticité-prix vers le haut. Si la variance du nombre de communications est plus forte que celle de la recette totale du central, comme on peut le présumer puisqu'il y a très peu de gens qui font beaucoup de communications, le biais peut être très important. Il aurait sans doute mieux valu utiliser comme indicateur de prix le système tarifaire lui-même.

.../...

(iii) Le coût marginal varie avec le salaire de l'abonné, ce qui suppose que le consommateur fait un arbitrage téléphone/loisir. Mais ne fait-il pas plutôt un arbitrage téléphone/autres biens ?

(iv) Enfin la spécification en niveau ne permet pas d'estimer des élasticités : une spécification en logarithme serait préférable.

b) L'étude de WAVERMAN

Il estime les modèles suivants :

$$\underset{\quad}{\text{Log}\,\frac{Q}{N}} = \underset{(3,50)}{1,15} + \underset{(1,4)}{0,29}\ \text{Log}\left(\frac{Q}{N}\right)_{-1} + \underset{(3,3)}{0,83}\ \text{Log}\,Y - \underset{(1,5)}{0,097}\ \text{Log}\,P$$

$$R^2 = 0,97$$

$$\text{Log}\,Q = \underset{(1,3)}{-4,17} + \underset{(1,5)}{0,29}\ \text{Log}\,Q_{-1} + \underset{(0,5)}{0,23}\ \text{Log}\,Y - \underset{(2,3)}{0,27}\ \text{Log}\,P + \underset{(3,4)}{1,19}\ \text{Log}\,N$$

$$R^2 = 0,997$$

Q : consommation en nombre d'impulsions
N : nombre d'abonnés
Y : produit intérieur brut par ménage
P : taxe de base (impulsion)

Le modèle est estimé en logarithme, ce qui fait apparaître les élasticités prix et revenu, il prend en compte un effet d'habitude par la variable Q retardée, mais cet effet n'est pas significatif. Dans la deuxième équation le coefficient de Log N est supérieur à 1, ce qui peut être interprété comme un effet de réseau. Lorsqu'on prend en compte cette externalité, l'élasticité-prix devient importante et significativement différente de 0, mais l'élasticité revenu n'est plus significativement différente de 0.

c) Comparaison des résultats

Pour comparer les différentes études nous nous contenterons de commenter le tableau établi par TAYLOR (cf tableau 2).

- Les élasticités-prix et revenu sont plus grandes pour un pays tout entier que pour une ville ou une région. Sans doute, au niveau d'un pays, le revenu compte-t-il l'effet de réseau car il y a une forte colinéarité entre le Produit Intérieur Brut et le nombre d'abonnés sur séries temporelles.

- Les élasticités prix et revenu sont plus fortes à long terme qu'à court terme, plus fortes pour la consommation des ménages que pour celle des entreprises.

.../...

- D'une manière générale, l'élasticité-prix est très faible pour les appels à courte distance qui le plus souvent ne sont pas facturés à la durée. (On trouve en moyenne 0,2 pour les ménages et 0,1 pour les entreprises à long terme). A l'exclusion de New-York, qui est une ville où le revenu par tête est très élevé, l'élasticité revenu est supérieure à l'unité pour les ménages (2,16 pour le Canada et 1,25 pour la Suède) ; mais comme on l'a dit précédemment ces valeurs sont vraisemblablement biaisées vers le haut à cause de l'effet de réseau.

.../...

Tableau 2

ELASTICITE PRIX ET REVENU DE LA DEMANDE DE COMMUNICATIONS LOCALES

Type de service	Variable dépendante	Elasticité prix CT	Elasticité prix LT	Elasticité revenu CT	Elasticité revenu LT	Données
Ménages						
Dobell	communications			0,42	2,38	Ontario et Québec
New-York	communications + terminal informatique	- 0,10	- 0,14	0,10	0,14	New-York
Entreprises + Ménages						
Davis	communications	- 0,21	- 0,27	0,25	0,33	Bell System
Dobell	communications	- 0,20	- 0,70	0,38	2,16	Canada
New-York	communications	- 0,03	- 0,17	0,07	0,40	New-York
Waverman	communications	- 0,27	- 0,38	0,23	1,25	Suède
Entreprises						
Dobell	communications			0,99	1,55	Ontario + Québec
New-York	communications + terminal informatique	- 0,08	- 0,15	0,10	0,19	New-York

Toutes les estimations sont sur données temporelles annuelles sauf New-York sur données trimestrielles.

Source : TAYLOR

2.4. Les communications facturées en fonction de la durée

Comme pour les communications de courte distance, nous allons présenter en détail quelques études et terminer par une analyse comparative des résultats obtenus dans ce domaine.

a) Le modèle LDI (Long Distance Interstate)

Ce modèle n'est pas estimé économétriquement, les coefficients sont seulement évalués par la méthode des essais et des erreurs à partir des communications facturées à 6 750 abonnés des lignes longue distance du réseau A.T.T. Mais il a l'avantage de distinguer les lignes entreprises, ménages et les postes publics, de considérer 15 catégories de distance, 25 tranches horaires et deux types d'appel (ménages/ménages et entreprises/entreprises).

Les évaluations donnent les résultats suivants :

- Les élasticités-prix vont de - 0,1 à - 0,7. Elles augmentent avec la distance et lorsque la tarification s'alourdit (semaine contre week-end, services supplémentaires coûteux). En revanche l'élasticité-prix est plus faible pour les communications de jour que pour celles de nuit.

- L'élasticité au revenu (ici un indice de l'activité économique) varie énormément de 0 à 2,5. Elle augmente avec la distance.

- La croissance tendancielle sur longue période est très variable. D'une manière générale, elle est identique pour les lignes ménages et entreprises, plus faible pour les cabines publics (1), elle augmente avec la distance.

- Les modifications de l'heure d'appel à la suite d'un changement tarifaire augmentent avec la distance.

b) Le modèle de DESCHAMPS

DESCHAMPS étudie la consommation téléphonique entre 40 districts belges sur la période 1961-1969 avec des données journalières (14 400 observations). Les variables expliquées sont le nombre de communications D_{ij} entre deux districts i et j, initiées par le district i .

Les principales variables explicatives sont :

N_c le nombre d'abonnés dans le district i
N_j le nombre d'abonnés dans le district j

Ces deux variables prennent en compte les externalités d'appel (nombre de gens avec qui on peut communiquer) et l'effet de réseau.

.../...

(1) On s'attend à un résultat opposé pour la France.

R_i le revenu par tête moyen dans le district i
P_{ij} un indice de proximité mesuré par le nombre de déplacements automobiles entre les districts rapporté à la population totale des deux districts
L_{ij} une variable indicatrie de la communauté linguistique (qui prend la valeur 1 si les deux districts parlent la même langue)

- une gamme de prix comprenant le prix de la première minute et le prix des minutes supplémentaires.

L'intérêt de ce modèle est de bien prendre en compte l'impact du revenu, l'effet de réseau, de communauté d'intérêt (variables P_{ij} et L_{ij}) et la législation tarifaire. Il obtient des élasticités-prix relativement faible. En outre, fait remarquable, c'est le prix de la première minute qui a le plus d'impact sur le nombre de communications ; en effet, il joue sur les appels de courte durée comme sur ceux de longue durée : la taxation des minutes supplémentaires n'a d'incidence que sur la durée des appels. Ce résultat milite pour une mesure en durée de la consommation téléphonique.

c) Le modèle de LARSEN et MAC CLEARY (1970)

Les auteurs étudient les communications entre différents états américains. L'équation estimée est la suivante :

$$\underset{\text{(T Student)}}{\text{Log } X_{ij}} = \underset{(95,7)}{2,01} + \underset{(127,2)}{1,02}\ \text{Log } M_{ij} - \underset{(26,0)}{1,09}\ \text{Log } P_{ij}$$

$$R^2 = 0,91$$

X_{ij} nombre d'appel d'un état i à un état j
M_{ij} nombre de lettres échangées entre les états i et j
P_{ij} prix moyen d'un appel d'un état i à un état j

Comme DESCHAMPS pour les communications locales, les auteurs introduisent une variable de "communauté d'intérêt", ici le nombre de lettres échangées entre les communiquants. Le coefficient de cette variable est voisin de 1 et estimé avec une grande précision. Du coup avec un modèle très simple, ils peuvent estimer avec une grande précision l'élasticité-prix qui est voisine de 1. Cependant leurs résultats doivent être accueillis avec prudence car du fait qu'ils n'introduisent pas le revenu comme variable explicative, il est probable que le volume postal échangé capte une partie des effets-revenu, ce qui biaise les coefficients.

d) L'étude de WAVERMAN (1974)

Il estime sur données annuelles des modèles pour le Canada, la Grande-Bretagne et la Suède. Les résultats sont donnés dans le tableau ci-dessous (entre parenthèses les statistiques de Student).

.../...

Tableau 3

Champ	Variable dépendante	Variable dépendante retardée	Revenu par tête	Prix moyen rapporté au prix à la consommation	Nombre d'abonnés
Canada ménages	consommation monétaire par abonné	-	1,03 (4,3)	- 1,16 (8,0)	-
Canada entreprises	consommation monétaire par abonné	0,11 (2,8)	0,45 (3,7)	- 1,20 (3,5)	-
Grande-Bretagne	consommation monétaire par abonné	0,51 (3,5)	0,003 (2,0)	- 0,08 (2,8)	-
Grande-Bretagne	consommation en impulsions par abonné	0,56 (2,6)	0,013 (2,6)	- 0,30 (3,6)	-
Suède	consommation en impulsions	0,53 (4,9)	0,23 (0,5)	- 0,51 (4,1)	0,89 (2,9)
Suède	consommation en nombre de communications	0,51 (3,8)	0,19 (0,5)	- 0,30 (2,4)	1,20 (3,6)

Les résultats obtenus pour la Grande-Bretagne sont incompréhensibles et probablement faux. Les élasticités-prix sont plus grandes pour le Canada (consommation calculée en unités monétaires) que pour la Suède (consommation calculée en unités physiques). L'équation pour la Suède est la plus intéressante car l'auteur utilise le nombre d'abonnés comme variable explicative. Le coefficient est supérieur à 1 lorsqu'on mesure la consommation par le nombre de communications et inférieur à 1 lorsqu'on la mesure par le nombre d'impulsions. Cela met en évidence une externalité positive par effet de réseau qui disparaît lorsqu'on tient compte de la durée des communications. La durée des appels diminuerait lorsque leur nombre s'accroît.

e) Comparaison des résultats des différentes études

Les études principales sont résumées dans le tableau 4. On fera les remarques principales suivantes :

- Comme pour la consommation de communications locales, les élasticités sont plus importantes à long terme qu'à court terme.

- L'élasticité au revenu est voisine de 1.

- L'élasticité-prix à long terme est voisine de 1, c'est-à-dire qu'elle est beaucoup plus grande que l'élasticité-prix de la consommation en communications locales.

Cependant ces estimations ne prennent pas en compte l'effet de réseau, sauf celles de WAVERMAN qui rapportent la variable dépendante au nombre d'abonnés ou qui introduisent le nombre d'abonnés parmi les variables explicatives.

.../...

Tableau 4

VALEURS ESTIMEES DES ELASTICITES PRIX ET REVENU
POUR LES APPELS A LONGUE DISTANCE

Etude	Variable dépendante	Elasticité prix		Elasticité revenu		Type de données
		CT	LT	CT	LT	
Ménages						
Dobell (1972)	A	- 0,3	- 1,9	0,2	1,3	Ontario et Québec (ST)
Larsen-Mac Cleary (1970)	B		- 1,01	-	-	Etats-Unis (mensuel en coupe)
Rash (1972)	A		- 0,94		1,53	Ontario et Québec (mensuel ST)
Waverman (1974)	C		- 1,16		1,03	Ontario et Québec (annuel ST)
Entreprises						
Dobell (1972)	A			0,19	2,76	Ontario et Québec (mensuel ST)
Larsen-Mac Cleary (1970)	B		- 0,98			Etats-Unis (mensuel en coupe)
Waverman (1974)	C	- 1,20	- 1,35	0,45	0,51	Ontario et Québec (annuel ST)
Entreprises + Ménages						
Davis (1973)	A	- 0,88	- 1,03	0,83	0,96	Bell System (trimestriel ST)
Deschamp (1974)	B		- 0,24			Belgique (mensuel ST)
Dobell (1972	A	- 0,11	- 2,57	0,08	1,90	Canada (annuel ST)
Waverman (1974)	C	- 0,72	- 1,12	1,00	1,56	Grande-Bretagne (annuel ST)
Waverman (1974)	D	- 0,41	- 0,72	0,56	0,99	Grande-Bretagne (annuel ST)
Waverman (1974)	E	- 0,51	- 1,08	0,23	0,50	Suède (annuel ST)
Waverman (1974)	D	- 0,29	- 0,58	0,19	0,38	Suède (annuel ST)

A : masse totale des revenus provenant des communications déflaté par le niveau général des prix

B : nombre de communications

C : A / (nombre d'abonnés)

D : nombre de communications / nombre d'abonnés

E : nombre d'impulsions / nombre d'abonnés

ST : séries temporelles

f) Quelques études complémentaires

Aux Etats-Unis ont été faits quelques travaux sur des domaines plus particuliers. Nous nous contenterons ici par souci d'exhaustivité de donner un aperçu rapide de trois types d'étude : la consommation de communications à l'intérieur d'un état qui, à bien des égards, s'apparente à la consommation des communications locales, la consommation de communications internationales qui s'apparente à la consommation de communications à longue distance tarifées à la durée et la consommation dans les cabines publiques.

Communications à l'intérieur d'un état

Les résultats sont donnés dans le tableau 5.

Les conclusions sont les suivantes.

La consommation est plus sensible aux revenus qu'aux prix (ce qui n'était pas le cas pour les communications locales (1)), elle n'est sensible ni aux uns, ni à l'autre à court terme et seulement sensible aux revenus à long terme.

.../...

(1) Le nombre de communications tarifiées à la durée peut être important.

Tableau 5

COMMUNICATIONS A L'INTERIEUR D'UN ETAT

Variable dépendante	Ménages		Entreprises	
	Elasticité prix	Elasticité revenu	Elasticité prix	Elasticité revenu
Communications				
opératrice	- 0,31	-	- 0,38	1,02
direct	- 0,75	-	- 1,31	-
à la durée	- 0,58	0,20	- 0,40	0,74
Durée par communication				
opératrice	- 0,004	0,24	-	0,19
direct	- 0,17	0,35	- 0,15	0,06
à la durée	- 0,14	0,25	-	0,10

Source : TAYLOR p. 129 et FELDMAN

Tableau 6

APPELS INTERNATIONAUX

Etude	Liaison	Elasticité prix CT	Elasticité prix LT	Elasticité revenu CT	Elasticité revenu LT	Données
Craver (1976c)	USA ⟶ RU	(- 0,38)		(0,09)		A 1
Craver (1977)	USA ⟶	(- 0,51)		(2,37)		A 2
Craver (1976d)	USA ⟶	(- 0,46)		(2,67)		A 2
Craver (1976d)	RU ⟶ USA	- 0,63	- 1,02	-	-	A 2
Craver (1976a)	USA ⇄ Canada	- 0,23	- 0,62	0,44	1,18	A 2
Craver (1976a)	USA ⇄ Canada	- 0,42	- 0,52	1,28	1,60	T 2
Craver (1976a)	USA ⟶ Canada	(- 0,70)		(1,65)		T 2
Craver (1976a)	Canada ⟶ USA	(- 0,55)		(1,49)		T 2
Khadem (1976)	Canada ⟶	- 0,89	- 3,65	2,19	9,03	T 2
Khadem (1973)	Canada ⟶ USA	-	-	0,59	1,84	T 2
Khadem (1973)	Canada ⟶ USA	- 0,61	- 1,67	-	-	T 2
Khadem (1973)	Canada ⟶ USA	- 0,30	- 1,12	0,94	3,42	T 3
Yatrakis (1972)	46 pays	(- 0,82)		(0,66)		C 2
Yatrakis (1972)	23 pays développés	(- 2,31)		(1,78)		C 2
Yatrakis (1972)	23 PVD	(- 0,96)		-		C 2

A : annuel ; T : trimestriel ; C : en coupe

1 : en minute ; 2 : en nombre de coups de fil ; 3 : en monnaie

Source : TAYLOR

Communications internationales

Les résultats obtenus pour les communications à longue distance sont accusés : les élasticités prix et revenu de long terme sont très élevées (voir tableau 6).

Consommation dans les cabines publiques

L'étude principale dans ce domaine est due à FELDMAN (1976). Ce dernier porte son attention sur la consommation de communications pour les Etats-Unis provenant des cabines publiques. Il estime des équations pour :

- le nombre des appels utilisant un opérateur
- le nombre des appels obtenus directement
- la durée moyenne des appels utilisant un opérateur
- la durée moyenne des appels obtenus directement.

Les données correspondent au réseau américain de la société Bell et portent sur le quatrième trimestre de 1973 pour l'ensemble des quarante huit états contigüs. Les résultats sont les suivants :

Tableau 7

Estimation des élasticités pour les appels provenant des cabines publiques

Variable dépendante	Elasticité prix	Elasticité de la communication d'un poste principal	Elasticité prix totale	Elasticité revenu
Nombre de communications				
- par opérateur	- 0,88	0,04	- 0,84	0
- direct	- 2,86	2,04	- 0,82	0
Durée moyenne de la communciations				
- par opérateur	- 0,19	0	- 0,19	0,03
- direct	- 0,78	0	- 0,78	0,31

Source : FELDMAN (1976)

.../...

L'intérêt de l'étude est d'avoir introduit l'élasticité croisée au prix de la communication si celle-ci avait été donnée d'un poste principal ménage. La véritable élasticité est donc la somme des deux élasticités élémentaires. Si on compare les résultats avec les élasticités pour les communications locales (tableau 2) ou à l'intérieur d'un état (tableau 5), on constate que l'élasticité-prix de la consommation dans les cabines publiques est plus importante que celle des communications locales ou à l'intérieur d'un état.

Est-ce parce que les utilisateurs des cabines publiques sont plus sensibles aux prix (revenus plus faibles, ne disposant pas du téléphone eux-mêmes et (donc) y attachant une faible utilité) ou bien sont-ce les disponibilités monétaires dans la poche des utilisateurs de cabines publiques qui en limite l'usage ? L'interprétation n'est pas très claire.

.../...

CONCLUSION

Après avoir passé en revue ces études qui peuvent paraître disparates de prime abord, sommes-nous en mesure d'avoir une évaluation de l'impact des tarifs et des revenus sur les raccordements et la consommation téléphonique ? Tout d'abord il semble clair qu'il n'y a pas à attendre de l'analyse théorique des enseignements nouveaux et des résultats précis qui soient plus que les résultats généraux de la théorie des fonctions de demande appliqués aux services de télécommunications. En revanche, les contributions empiriques confirment l'importance, qu'on pressentait a priori, des externalités sur les raccordements et la consommation. La prise en compte de ces externalités, et particulièrement de ce que nous avons appelé l'effet de réseau, est une condition nécessaire pour obtenir une estimation correcte de la sensibilité de la demande aux tarifs et aux revenus. Pourtant aucune des études étrangères passées en revue ne prend en compte sérieusement cet effet pour tester la demande de raccordements. La seule tentative dans cette direction est redevable à POUSETTE. Mais en prenant comme variable le nombre de ménages non raccordés, il fait plutôt intervenir la saturation du marché que l'effet de réseau proprement dit. Il semblerait que l'estimation d'un taux d'équipement (raccordements/nombre de ménages) à l'aide d'une logistique, comme cela a déjà été effectué dans une étude française (voir Curien, Gensollen et Vilmin (1982)), soit le meilleur moyen de distinguer effet de réseau et saturation du marché.

En ce qui concerne la consommation téléphonique, l'effet de réseau n'est pris en compte que dans les études sur données temporelles de WAVERMAN, soit en prenant comme variable expliquée la consommation par abonné, soit en introduisant le nombre d'abonnés comme variable explicative. Une tentative intéressante est celle de DESCHAMPS qui dans le cas particulier de la Belgique introduit des variables de "communauté économique et culturelle" : le nombre de déplacements d'une région à l'autre et l'identité linguistique. Une tentative analogue a été effectuée par LARSEN et MAC CLEARY qui utilisent dans le même but le nombre de lettres échangées. Des variables de communauté d'intérêt de ce type peuvent être sans doute aisément juxtaposées à un effet de réseau et rendre plus précise l'estimation des élasticités prix et revenu de la consommation.

En outre, les études d'impact des tarifs de DESCHAMPS et de PAVARINI montrent qu'il est important de détailler la grille tarifaire pour mieux mesurer les élasticités-prix.

Pour finir l'étude de la consommation de WAVERMAN montre que celle-ci présente une inertie assez grande et que les effets d'habitude peuvent être pris en compte par des modèles auto régressifs de consommation. L'alternative serait d'introduire une variable de stock comme dans les modèles à la Houttaker-Taylor.

.../...

Malgré la diversité et les défauts des modèles estimés un certain nombre de résultats apparaissent de manière suffisamment récurrente pour qu'on puisse leur attribuer une grande plausibilité :

- Les élasticités-prix de la demande de raccordement sont inférieures à celles de la consommation de communications locales non tarifées à la durée, qui sont inférieures à celles des communications longue distance tarifées à la durée. Elles augmentent avec la distance, elles sont plus fortes pour les appels de jour que pour les appels de nuit, pour les appels de semaine que pour ceux du week-end. Elles peuvent dépasser l'unité.

- Les raccordements sont moins sensibles aux revenus que les communications locales, qui le sont moins que les communications longue distance. L'élasticité revenu est proche de l'unité pour les appels tarifés à la durée. Elle est estimée avec une moins grande précision que l'élasticité-prix.

Cependant tous ces résultats supposent que la demande ne soit jamais rationnée quantitativement. Cette hypothèse qui peut sembler naturelle pour l'étude du marché nord-américain ou suèdois n'est pas applicable à la France. Les spécifications présentées dans cette revue de littérature ne sont donc pas transposables directement au cas français.

.../...

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

L'ouvrage principal, qui présente une revue exhaustive de la littérature existante, est :

TAYLOR L.D. "Telecommunications Demand : A Survey and Critique", Ballinger Publishing Co, Cambridge 1980

Les autres travaux cités sont :

[1] ARTLE R. and AVEROUS (1973) : "The Telephon System as a Public Good" Bell Journal of Economics and Management Science, 4, p. 89-100.

[2] BEAUVAIS E.C. (1977) : "The Demand for Residential Telephone Service under Non-Metered Tariffs : Implications for Alternative Pricing Policies", Western Economic Association Meeting, Anaheim.

[3] CURIEN N., GENSOLLEN M. et VILMIN E. (1982) : "Prévision de la demande téléphonique : besoins, instruments, procédures", Revue R.C.B., n° 44, mars.

[4] DAVIS B.E. et ALII (1973) : "An Econometric Planning Model for American Telephone and Telegraph Company", Bell Journal of Economics and Management Science, 4, printemps, 29-56.

[5] DESCHAMPS P.J. (1974) : "The Demand for Telephone Calls in Belgium 1961-1969", Birmingham, England, Mai.

[6] DOBELL A.R., TAYLOR L.D., WAVERMAN L. (1972) : "Telephone Communications in Canada : Demand, Production and Investment Decisions", Bell Journal of Economics and Management Science, n° 3, p. 175 à 219.

[7] FELDMAN J. (1976) : "A Preliminary Cross Sectional Analysis of Services", ATT. Papers, Janvier.

[8] LARSEN W.A. and MAC CLEARY S.J. (1970) : "Exploratory Attempts to model point to point Cross-Sectional Interstate Telephon Demand", Bell Labs.

[9] PAVARINI (1979) : "The Effect of Flat-to-Measured Rate Conversions on the Demand for Local Telephone Usage", Pricing in Regulated Industries.

[10] PERL (1978) : "Economics and Demographic Determinants of Residential Demand for Basic Telephone Service", National Economic Research Associates, Mars 28.

.../...

[11] POUSETTE T. (1976) : "The Demand for Telephones and Telephone Services in Sweden", European Meeting of the Econometric Society, Helsinki, Finland.

[12] RASH I.M. (1972) : "Residence Sector Demand for Message Toll Service", Bell Canada Working Paper, Ottawa, Ontario, April.

[13] RHOLFS J. (1974) : "A Theory of Interdependent Demand for a Communications Service", Bell Journal of Economics and Management Science, 5.

[14] WAVERMAN L. (1974) : "Demand for Telephone Services in Great Britain, Canada and Sweden", Birmingham International Conference in Telecommunications Economics, Birmingham, England, May.

PARTIE III :

LA DEMANDE DE RACCORDEMENT TELEPHONIQUE.

UNE ETUDE ECONOMETRIQUE

INTRODUCTION

A la suite des deux premières parties de ce travail, parties respectivement consacrées aux études françaises et étrangères de modélisation de la demande, cette troisième partie traite de l'apport spécifique que peut présenter la théorie du déséquilibre à ce type de modèle.

Néanmoins, ces avancées théoriques sont encore récentes (Bénassy (1984), Malinvaud (1977)) ; de même, leur application économétrique soulève de graves difficultés, qui affectent simultanément la formulation du modèle, l'algorithme d'estimation et les propriétés des estimateurs obtenus. Outre, bien sur, la qualité des données, comme dans toute étude économétrique.

Ces différents domaines, s'ils ne sont plus de l'ordre de la recherche, relèvent encore de l'expérimentation. Aussi convient-il d'en lire les résultats à l'aune de ces considérations : il ne peut s'agir ici d'un modèle achevé, détaillé et opérationnel ; mais plutôt d'un schéma de référence, dont on s'attachera à décrire l'apport spécifique. En tant que tel, et pour cette raison, il est sans doute simplificateur, sinon irréaliste quant aux hypothèses faites. Mais cette approche a alors l'avantage d'être perfectible.

A l'inverse, et sans aller jusqu'au paradoxe, sacrifier trop au réalisme, sinon à la pertinence, aurait sans doute conduit à masquer les enseignements de cette approche. Mais cela aurait également compromis un projet un peu plus vaste, consistant au-delà des strictes applications macroéconomiques (Bénassy, Malinvaud, Artus-Laroque-Michel (1984)), à appliquer ces mêmes fondements théoriques à des marchés plus restreints, cloisonnés, au niveau "microéconomique" en quelque sorte.

Dans cette optique, le marché du téléphone (ou plutôt du raccordement téléphonique) constitue un terrain d'étude privilégié, comme sans doute le marché du travail. Comme le suggère même l'imagerie populaire (*), ce marché a été fortement "rationné" sur la majeure partie de l'après-guerre. On peut d'ailleurs donner une mesure de l'intensité du rationnement par le ratio

$$\frac{\text{demandes en instance en fin d'année}}{\text{augmentation annuelle du nombre de lignes}}$$

qui détermine la longueur de la file d'attente : c'est le nombre d'années qu'il faudrait, à toute date, pour résorber les demandes en instances. Ce délai était très élevé entre 1946 et 1949, puis entre 1959 et 1960, entre 1963 et 1975 avec des pics très accusés en 1966-1967 et 1972-1974 (figures 1 et 2).

.../...

(*) "la moitié de la France attend le téléphone ; l'autre moitié attend la tonalité ..."

fig 1 - INDICATEUR DE RATIONNEMENT
DELAI MOYEN DE RACCORDEMENT.

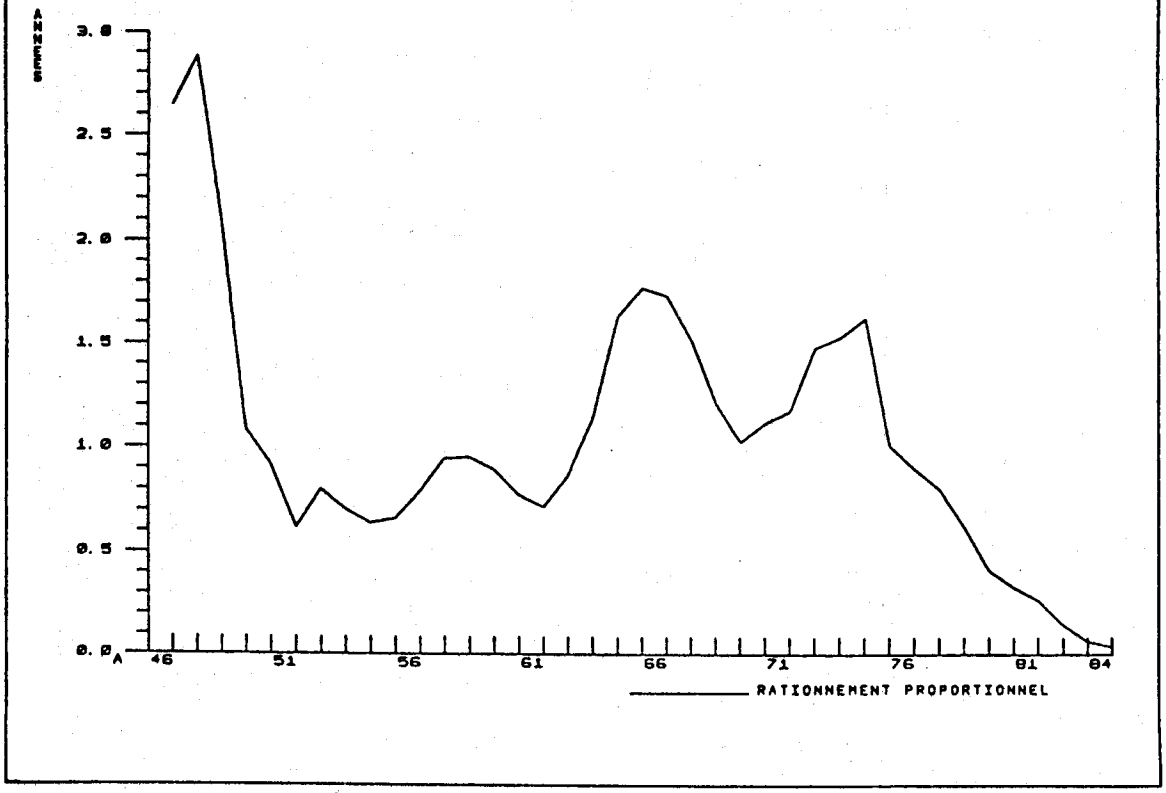
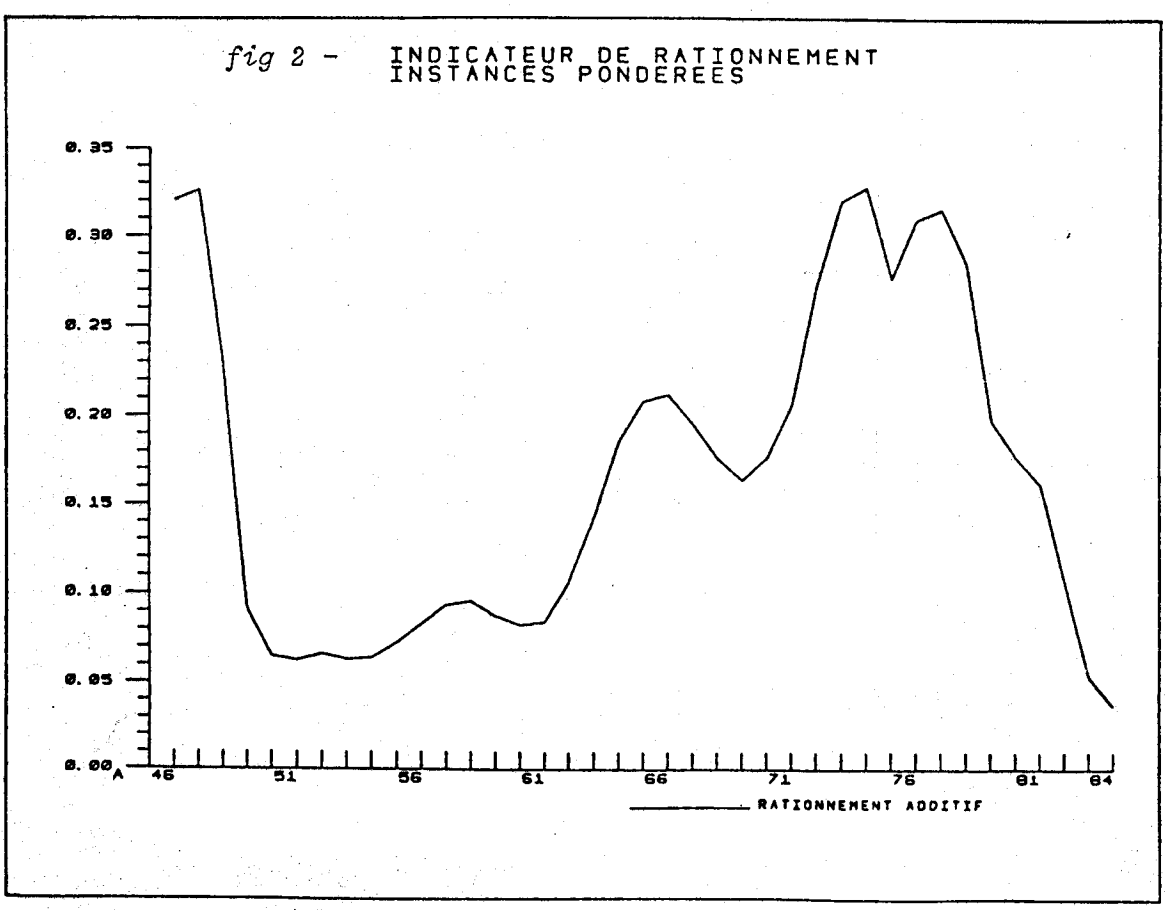


fig 2 - INDICATEUR DE RATIONNEMENT
INSTANCES PONDEREES



Par ailleurs, l'observation des raccordements montre deux périodes : une croissance modérée jusqu'en 1974, une croissance forte ensuite. La rupture de 1974 est nette pour les raccordements des ménages. Il ne semble pas qu'il y en ait pour les entreprises. Comme le téléphone est un bien durable qui, sauf résiliations pour des motifs particuliers, est acquis une fois pour toute, on est enclin à représenter l'évolution du taux d'équipement des ménages par une courbe en S avec un seuil de saturation et un point d'inflexion correspondant à la phase intermédiaire de diffusion du produit. Ainsi la figure 4 montre que le taux d'équipement des ménages semble suivre une loi logistique avec une rupture de tendance en 1974.

Dans la ligne de cette analyse succincte, nous adopterons pour étudier la demande de raccordement, la stratégie suivante :

- distinguer les demandes des ménages et des entreprises.
- formaliser la demande comme une logistique modulée par des facteurs économiques.
- introduire le rationnement du marché.

Nous commencerons par donner une spécification de la demande et de l'offre de raccordement, puis nous procéderons à une estimation avec les techniques économétriques usuelles. Celle-ci nous servira de base de départ pour tester un modèle de déséquilibre introduisant explicitement le rationnement. Il permet de voir que les élasticités de la demande aux prix et au revenu sont fortement sous-estimées dans les modèles économétriques standards.

.../...

fig 3 - TAUX D'EQUIPEMENT DES MENAGES
TELEPHONE

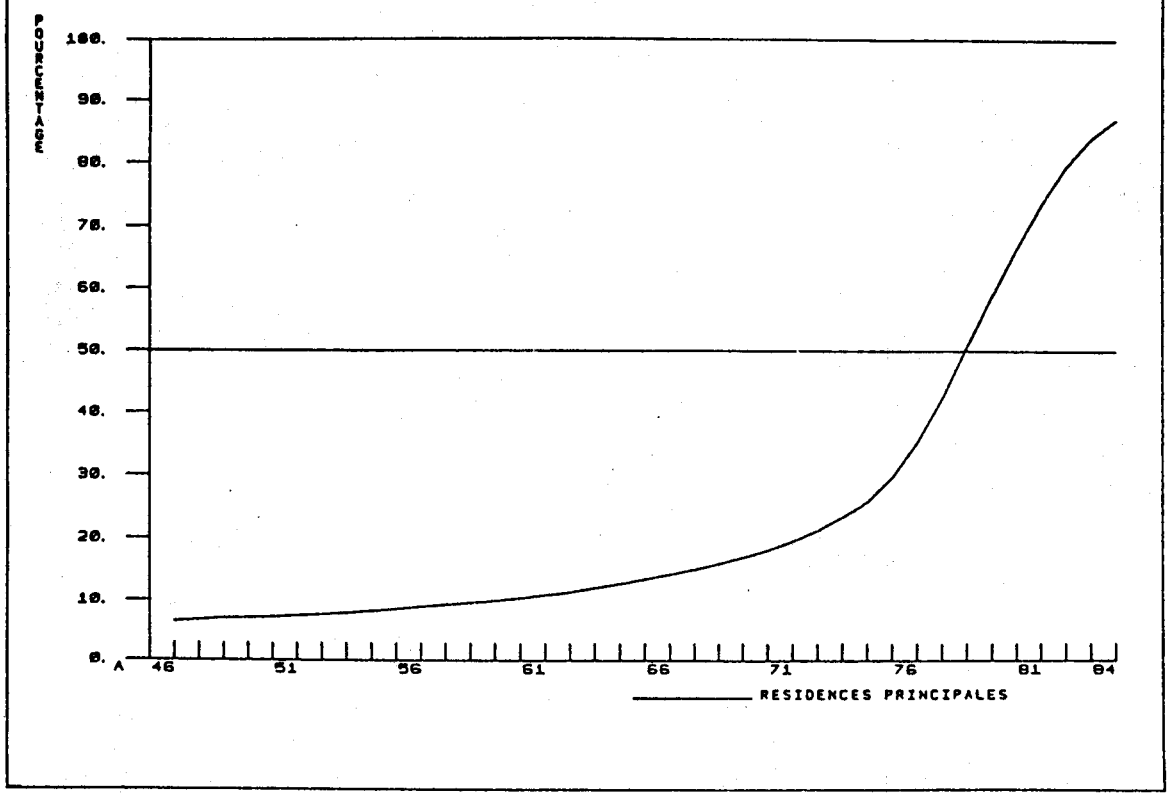
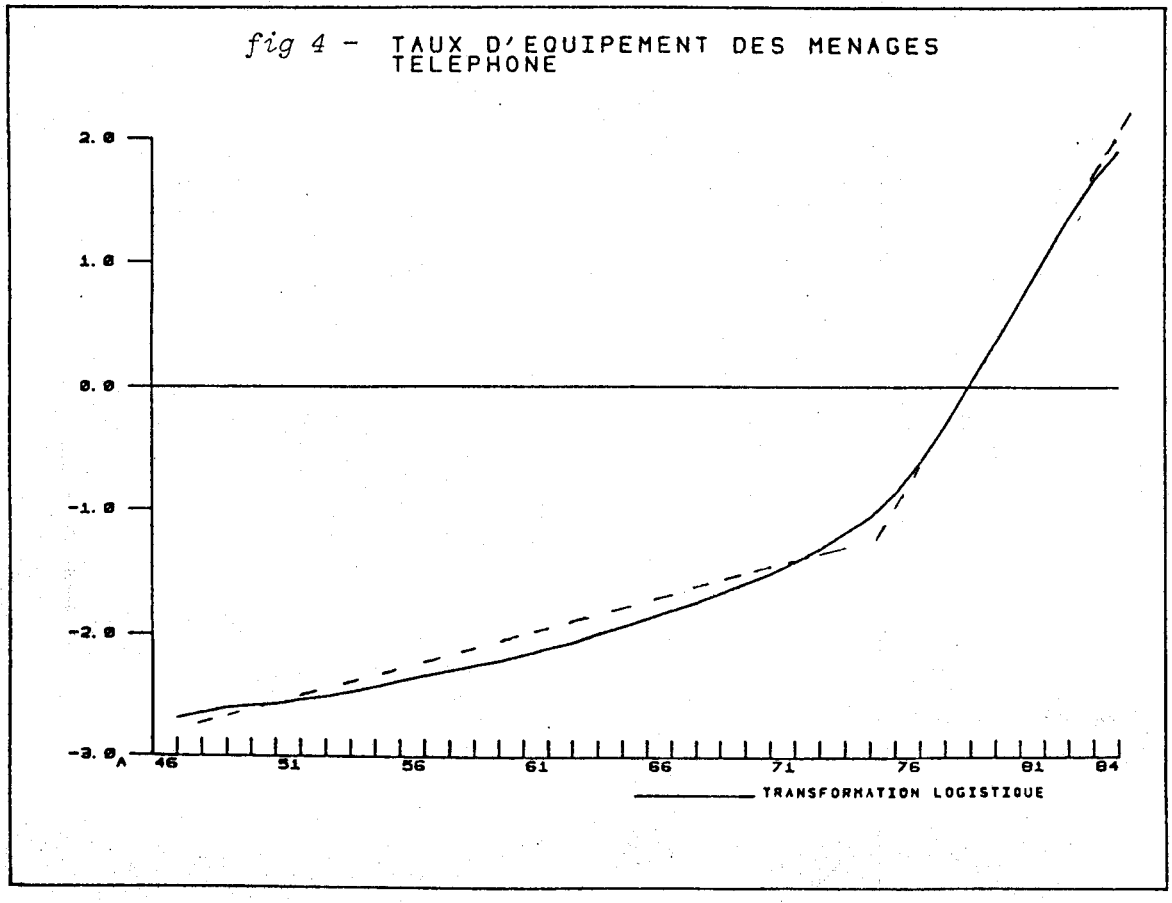


fig 4 - TAUX D'EQUIPEMENT DES MENAGES
TELEPHONE



I - LA DEMANDE DE RACCORDEMENT

1.1. Le modèle

La demande de raccordement possède des propriétés particulières du fait que l'accès au réseau produit une double externalité. Lorsqu'un individu est raccordé au réseau, il procure aux abonnés déjà raccordés un bénéfice, puisque ces derniers peuvent communiquer avec une personne supplémentaire. Inversement, il dispose d'emblée de tout le réseau et l'avantage qu'il en tire augmente avec la taille du réseau. Le premier effet est une externalité d'accès, le second est un effet de réseau. Il existe aussi des externalités d'usage. Un appel téléphonique produit une externalité positive ou négative sur celui qui le reçoit. En revanche, il n'y a aucun gain, ni aucune perte pour celui qui appelle. Si l'externalité d'usage est difficile à mettre en évidence puisque son signe est ambigü et qu'elle reste en grande partie un problème extra-économique, l'externalité d'accès est au contraire cruciale parce qu'elle est à l'origine de la demande de raccordement. En effet, l'utilité qu'un consommateur trouve à être raccordé au réseau est conditionnelle à l'usage qu'il fera du téléphone. Il n'y a pas d'utilité directe au raccordement, si ce n'est de pouvoir être joint au téléphone. On ne peut donc faire apparaître que les consommations téléphoniques dans la fonction d'utilité. La demande de raccordement peut alors être définie en disant qu'un individu demande à être raccordé au réseau lorsque le bénéfice (mesuré par le surplus du consommateur), qu'il peut tirer de la consommation téléphonique est supérieur à la taxe de raccordement. Moyennant quelques hypothèses peu contraignantes, on montre par agrégation sur les revenus (voir Annexe 1) que la demande macroéconomique de raccordement est de la forme :

$$\frac{DLP}{N} = f\ (TR,\ TB,\ p_c,\ Y,\ LP)$$
$$(-)\quad (-)\quad (+)\quad (+)\quad (+)$$

où DLP est la demande de raccordement en nombre de lignes, N le nombre de ménages, LP le nombre d'abonnés existants, TR la taxe de raccordement, TB la taxe de base, Y le revenu réel et p_c le prix à la consommation.

Par rapport aux fonctions de demande habituelles, on peut constater deux différences :

(1) Deux prix jouent : la taxe de base, puisque la consommation téléphonique dépend du coût des communications qui seront passées ; la taxe de raccordement qui est le coût direct d'accès au réseau.

(2) La demande de raccordement dépend du nombre d'abonnés existants (effet de réseau).

Pour aller plus avant, il faut tenir compte des spécificités du cas français.

.../...

L'idée de base, qu'on trouve déjà dans les études françaises (1) est que la demande de raccordement des ménages peut être décrite par une logistique modulée par des facteurs économiques conjoncturels. Or on constate que le taux d'équipement S_t des ménages, c'est à dire le pourcentage des ménages qui sont raccordés au réseau (qui possèdent au moins une ligne téléphonique), semble évoluer, selon une courbe qui ressemble à une logistique dont l'asymptote serait évidemment 1 et qui aurait une rupture de tendance en 1974 (figures 3 et 4). On écrit donc :

$$(1) \qquad \text{Log}\ \frac{S}{1-S} = F\left(\frac{TR}{PC}, \frac{TB}{PC}, Y, Z, t\right)$$

où Z est une variable qui représente l'effet de réseau.

En différentiant l'équation (1), la demande s'écrit :

$$(2) \qquad \frac{S^d - S_{-1}}{S_{-1}(1-S_{-1})} = f\left(\dot{Y}, \dot{PR}, \dot{PB}, Z\right)$$

où $\dot{Y}$, $\dot{PR}$ et $\dot{PB}$ sont les taux de croissance du revenu et des taxes de raccordement et de base rapportés au prix à la consommation. S^d est le taux d'équipement désiré par les ménages.

L'équation (2) détermine la demande notionnelle de raccordement D qui s'exprimerait en dehors de toute contrainte de rationnement (2).

$$(3) \qquad \tilde{D} = N\,(S^d - S_{-1}) \qquad N : \text{nombre de ménages}$$

En fait l'accès au téléphone est plus ou moins rationné : la demande doit dépendre aussi des informations concernant le rationnement. On définit alors la demande effective de raccordement comme la demande exprimée compte-tenu des contraintes quantitatives observées dans le passé sur le marché du téléphone. En notant J_{-1} cette information, on écrit la demande effective $\bar{D}$ de la manière suivante :

$$(4) \qquad \frac{\bar{S} - S_{-1}}{S_{-1}(1-S_{-1})} = f\left(\dot{Y}, \dot{PR}, \dot{PB}, Z, J_{-1}\right)$$

$$(5) \qquad \bar{D} = N\,(\bar{S} - S_{-1})$$

N : nombre de ménages
$\bar{S}$: demande effective de taux d'équipement

.../...

(1) Voir Curien-Gensollen-Vilmin (1982).

(2) La variable $\tilde{D}$ n'est en fait qu'une approximation de la demande de raccordement des ménages. Certains ménages peuvent par exemple posséder ou souhaiter deux lignes principales, soit à leur résidence principale, soit parce qu'ils ont une résidence secondaire. Mais cela est négligé ici, tout du moins en évolution.

Cette formulation appelle deux remarques.

Tout d'abord l'influence du rationnement est ambigüe. Deux comportements peuvent être envisagés :

- Le comportement rationnel. Les ménages repoussent leur demande à plus tard si le rationnement a été important dans le passé.

- Le comportement de file d'attente. Lorsque le rationnement augmente, des ménages qui ne désiraient pas le téléphone ou avaient repoussé leur demande parce qu'ils trouvaient que le coût du raccordement était trop élevé, vont se porter sur le marché. Ils anticipent, en effet, que le rationnement sera durable. De leur comportement ils attendent un avantage, soit qu'ils pensent que le rationnement est géré du côté de l'offre par les prix et que ces derniers baisseront lorsque leur demande sera satisfaite, soit qu'ils retiennent un numéro dans la file d'attente.

Enfin, on peut imaginer deux procédures de rationnement.

Le rationnement additif. On écrira donc :

$$\bar{D} = \tilde{D} - \alpha I_{-1}$$

où I_{-1} sont les demandes de raccordement non satisfaites de l'année précédente.

En reportant dans l'équation (4), on obtient :

$$(4a) \qquad \frac{\bar{S} - S_{-1}}{(1 - S_{-1})\, S_{-1}} = f(.) - \alpha \frac{I_{-1}}{N_{-1}} \frac{1}{S_{-1}(1 - S_{-1})}$$

Le rationnement proportionnel. On écrit alors :

$$\frac{\bar{D} - \tilde{D}}{\tilde{D}} = - \alpha \frac{I_{-1}}{D_{-1} + RES_{-1}}$$

D_{-1} est la demande nette satisfaite à la période précédente et RES_{-1} les résiliations. $D_{-1} + RES_{-1}$ représente donc la demande brute satisfaite de lignes nouvelles.

En reportant dans l'équation (4), on obtient :

$$\frac{\bar{S} - S_{-1}}{S_{-1}(1 - S_{-1})} = f(.) \left[1 - \alpha \frac{I_{-1}}{D_{-1} + RES_{-1}} \right]$$

.../...

Deux variables peuvent donc être utilisées pour J_{-1}.

$$J_{-1} = RAT_{-1} = \frac{I_{-1}}{N_{-1}} \quad \frac{1}{S_{-1}(1 - S_{-1})} \qquad \text{(voir figure 2)}$$

ou

$$J_{-1} = DELAIN_{-1} = \frac{I_{-1}}{D_{-1} + RES_{-1}} \qquad \text{(voir figure 1)}$$

$\frac{I_{-1}}{D_{-1} + RES_{-1}}$ représente le délai moyen de raccordement pour les ménages.

Pour terminer, il reste à définir l'effet de réseau. Etant donnée la forme générale de la courbe de demande, l'impact économique de l'effet de réseau peut se résumer à une modification du seuil de saturation et du point d'inflexion. Plusieurs cas peuvent être envisagés.

a) l'effet de réseau modifie le seuil de saturation

On écrira la variation du taux d'équipement désiré sous la forme :

$$\frac{S^d - S_{-1}}{S_{-1}(1 - S_{-1})} = g\ (\dot{Y}, \dot{PR}, \dot{PB}, J) + \frac{\beta}{1 - S_{-1}}$$

ce qui s'écrit :

$$\frac{S^d - S_{-1}}{S_{-1}(1 + \gamma - S_{-1})} = g \qquad \text{avec } \gamma = \frac{\beta}{g}$$

Cette formulation accroît le seuil de saturation à $1 + \gamma$, augmente la valeur du taux d'équipement au point d'inflexion et la pente à l'inflexion, c'est à dire accroît la demande au point de diffusion maximal du produit (voir figure 5).

On pourrait imaginer, dans le même ordre d'idée, une autre formulation :

$$\frac{S^d - S_{-1}}{S_{-1}(1 - S_{-1})} = g + \beta \quad \frac{S_{-1}}{1 - S_{-1}}$$

ou encore :

$$\frac{S^d - S_{-1}}{S_{-1}(1 - (1-\gamma) S_{-1})} = g \qquad \text{avec } \gamma = \frac{\beta}{g}$$

Le seuil de saturation passe à $\frac{1}{1-\gamma} > 1$.

La forme de la courbe est identique à celle du cas précédent (figure 6).

.../...

b) l'effet de réseau ne modifie pas le seuil de saturation

Par exemple, on prend une équation du type :

$$\frac{S^d - S_{-1}}{S_{-1}(1 - S_{-1})} = g + \beta S_{-1}$$

Cette formulation ne modifie pas le seuil de saturation, mais augmente le taux d'équipement et sa variation au point d'inflexion. Elle modélise un effet de réseau qui pousse les ménages à anticiper leur équipement (figure 7).

Une autre formulation possible est :

$$\frac{S^d - S_{-1}}{S_{-1}(1 - S_{-1})} = g + \beta S_{-1}(1 - S_{-1})$$

Elle est neutre pour le point d'inflexion et le seuil de saturation, mais le taux d'équipement désiré est plus faible en deçà du point d'inflexion, plus élevé au-delà (figure 8). Elle retrace l'idée que l'effet de réseau augmente la demande surtout dans la phase intermédiaire.

C'est l'objet du paragraphe suivant que d'étudier la demande des ménages en fonction du rationnement du marché et de l'effet de réseau.

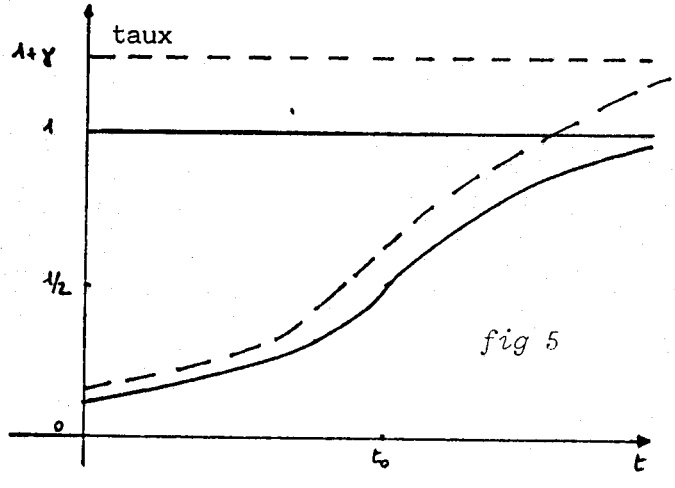


fig 5

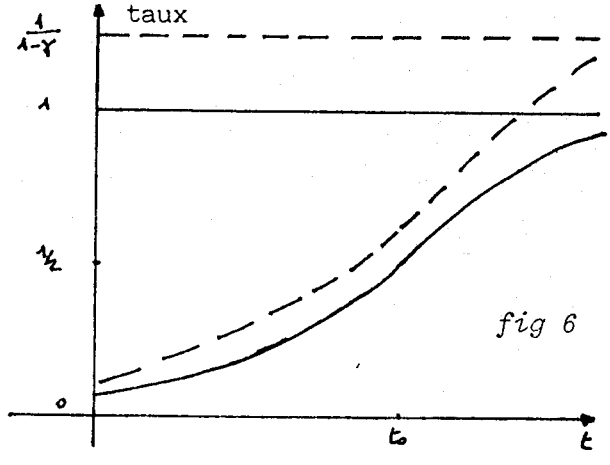


fig 6

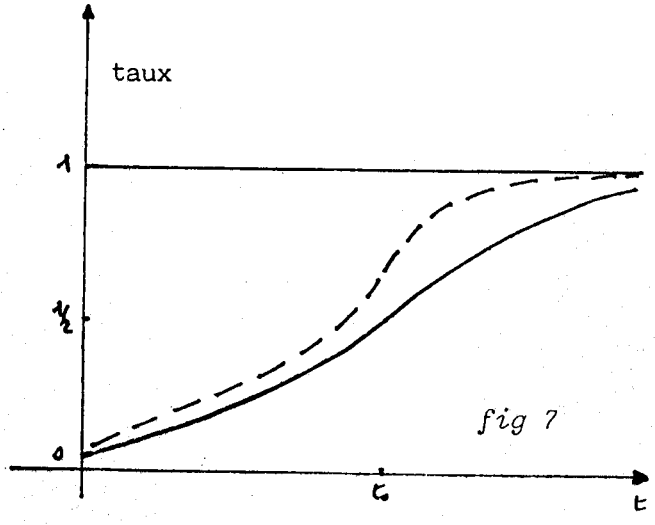


fig 7

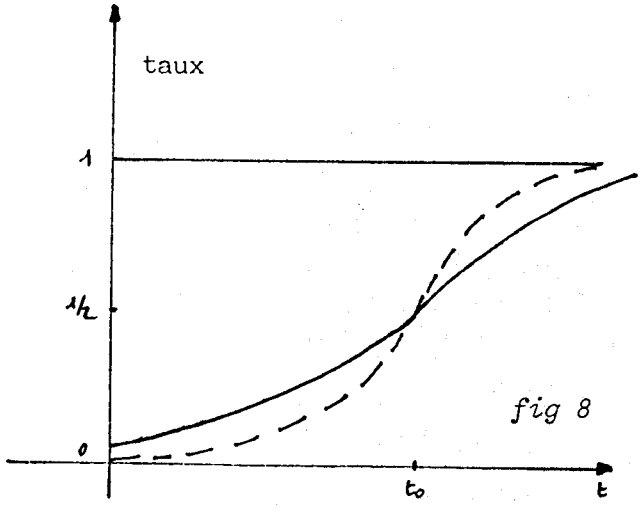


fig 8

1.2. Estimation de la demande de raccordement

En faisant l'hypothèse que le rationnement n'a touché que les ménages, il est possible d'attribuer la totalité des demandes en instance aux ménages. On dispose donc d'une mesure de la demande effective des ménages nette des résiliations en additionnant la demande satisfaite (DLPM) et les instances (I). En linéarisant le modèle donné par l'équation (4), en supposant que la fonction d'utilité des consommateurs est homogène et en faisant apparaître explicitement les élasticités prix et revenu, on est amené à tester l'équation :

$$\frac{(DLPM + I)}{N\left[S_{-1}(1 - S_{-1})\right]} = a_0 + \frac{a_1}{1 - S_{-1}}\dot{Y} - \frac{a_2}{1 - S_{-1}}\left(\frac{\dot{P}}{P_C}\right) + a_3 Z_{-1} + a_4 J_{-1}$$

où Z_{-1} représente l'effet de réseau et J_{-1} l'information sur le rationnement de l'année précédente, $\left(\frac{\dot{P}}{P_C}\right)$ le taux de croissance du prix relatif du téléphone par rapport à la consommation et $\dot{Y}$ le taux de croissance du revenu réel.

On a testé deux effets prix :

- l'ensemble de la facture payée par les ménages qui comprend en moyenne 72 % de taxe de base, 25 % d'abonnement et 3 % de taxe de raccordement sur la période 1959-1984 (*).

- la taxe de base uniquement.

On a de même testé les 4 effets de réseau mentionnés précédemment en utilisant pour variable Z_{-1} respectivement

$$\frac{1}{1 - S_{-1}} \quad , \quad \frac{S_{-1}}{1 - S_{-1}} \quad , \quad S_{-1} \text{ et } S_{-1}(1 - S_{-1})$$

Enfin, on a étudié les deux procédures alternatives de rationnement.

$$J_{-1} = RAT_{-1} = \frac{I_{-1}}{N_{-1}\, S_{-1}(1 - S_{-1})}$$

et

$$J_{-1} = (DELAIM)_{-1} = \frac{I_{-1}}{DLPM_{-1} + RES_{-1}}$$

.../...

(*) Voir V. LEROUX (1985)

Les résultats les plus marquants sont donnés dans le tableau 1. Ils montrent que l'unique variable de réseau qui ne donne pas de résultats aberrants est $S_{-1}(1 - S_{-1})$. L'effet de réseau est donc tel qu'il ne modifie pas le seuil de saturation des ménages, ni le point d'inflexion de la courbe du taux d'équipement, mais qu'il augmente considérablement la demande vers les années 1974-1978 où le taux d'équipement franchit la valeur des 50 %.

Le rationnement perçu est soit proportionnel, soit additif. L'économétrie ne permet pas de trancher. Il a un impact positif (significativement différent de 0) sur la demande : quand les ménages perçoivent une augmentation du rationnement, ils accroissent leur demande de téléphone pour prendre une place dans la file d'attente.

Les élasticités-prix à la taxe de base ou à l'ensemble de la facture sont assez faibles mais estimées avec une grande précision. Le délai moyen est très long (entre 2,10 et 2,70 ans suivant les cas) et les prix commencent à jouer sur la demande au bout d'un an seulement.

Enfin, l'élasticité au revenu est très faible, elle joue sans délai.

Il est intéressant de comparer ces estimations à un modèle qui formaliserait directement les transactions sur le marché, c'est à dire les raccordements effectivement réalisés une fois que la procédure de rationnement a joué.

On teste le modèle suivant :

$$\frac{DLPM}{N \quad S_{-1}(1-S_{-1})} = a_0 + \frac{a_1}{1 - S_{-1}} \dot{Y} + \sum_{i=1}^{4} \frac{b_i}{1 - S_{-1}} \left(\frac{\dot{P}}{P_c}\right)_{-i} + c \quad S_{-1} (1 - S_{-1}) + d \quad J$$

DLPM sont les raccordements aux ménages, $\left(\frac{\dot{P}}{P_c}\right)$ le taux de croissance du prix relatif du téléphone par rapport au prix à la consommation, J est l'indicateur de rationnement. Deux indicateurs de prix du téléphone sont possibles : l'ensemble de la facture et la taxe de base. Deux indicateurs de rationnement sont possibles, le délai (rationnement proportionnel) et $\frac{I}{D+RES}$ et la variable RAT = $\frac{I}{NS\ (1 - S)}$ où S est le taux d'équipement des ménages.

.../...

Tableau 1

Estimation de la demande de raccordement des ménages

	Type d'effet de réseau	constante	Taux de croissance du revenu	Effet de réseau	Ensemble de la facture	Taxe de base	RAT_{-1}	DELAIM1	R^2	DW
1	$S_{-1}(1 - S_{-1})$	- 0,16 (0,06)	0,23 (0,16)	2,92 (0,28)		- 0,11 (0,04)		0,05 (0,02)	0,97	1,5
2	$S_{-1}(1 - S_{-1})$	- 0,16 (0,06)	0,21 (0,16)	2,87 (0,30)	- 0,22 (0,09)			0,06 (0,02)	0,96	1,5
3	$S_{-1}(1 - S_{-1})$	- 0,08 (0,03)	0,20 (0,16)	2,01 (0,28)		- 0,11 (0,03)	0,69 (0,17)		0,97	1,6
4	$S_{-1}(1 - S_{-1})$	- 0,08 (0,03)	0,19 (0,16)	1,94 (0,29)	- 0,20 (0,07)		0,70 (0,18)		0,97	1,7
5	S_{-1}	1,02 (0,2)	0,12 (0,16)	- 0,12 (0,03)		- 0,20 (0,10)		- 0,003 (0,03)	0,96	1,3
6	S_{-1}	0,90 (0,23)	0,10 (0,17)	- 0,08 (0,03)	- 0,25 (0,17)			0,004 (0,03)	0,96	1,2
7	S_{-1}	0,86 (0,24)	0,13 (0,15)	- 0,09 (0,04)		- 0,18 (0,10)	0,31 (0,25)		0,96	1,5
8	S_{-1}	0,75 (0,25)	0,11 (0,16)	- 0,06 (0,04)	- 0,20 (0,22)		0,35 (0,26)		0,96	1,5

Méthode : Cochrane-Orcutt sur la période 1954-1984

Structure des retards : taxe de base : $0,20\ \dot{PB}_{-1} + 0,30\ \dot{PB}_{-2} + 0,30\ \dot{PB}_{-3} + 0,20\ \dot{PB}_{-4}$

ensemble de la facture : $0,25\ \dot{P}_{-1} + 0,30\ \dot{P}_{-2} + 0,30\ \dot{P}_{-3} + 0,15\ \dot{P}_{-4}$

Les retards sont estimés par la méthode d'Almon

Les résultats sont donnés dans le tableau 2.

Tout d'abord, il convient de remarquer que l'effet revenu n'est jamais significatif. En revanche les prix et l'effet de réseau jouent un rôle important. Il n'y a pas de différence d'impact des prix si on prend la taxe de base ou l'ensemble de la facture (l'élasticité à cette dernière est un petit peu plus faible). Enfin, l'indicateur de rationnement a un impact fortement négatif quelle que soit la procédure, suggérant que le rationnement a considérablement joué sur la période d'estimation. En effet, l'impact direct du rationnement fait plus que compenser l'effet induit positif qu'il avait sur la formation de la demande effective. On peut cependant constater que l'hypothèse de rationnement proportionnel donne une estimation plus précise. Néanmoins, cette formulation ne permet pas d'estimer correctement les élasticités-prix et revenu, car le rationnement y intervient de manière purement économétrique pour faire le passage de la demande effective à la demande satisfaite après rationnement. C'est pourquoi nous testons dans la suite un modèle de "déséquilibre" qui fait intervenir explicitement le rationnement dans la méthode d'estimation. Auparavant, nous allons étudier l'offre.

.../...

Tableau 2

Estimation des lignes raccordées aux ménages

$$\frac{DLPM}{N \; S_{-1} \; (1 - S_{-1})} = a_0 + \frac{a_1}{1-S_{-1}} \dot{Y} + \sum_{i=1}^{4} \frac{b_i}{1-S_{-1}} \left(\frac{\dot{p}}{p^c}\right)_{-i} + c \; S_{-1} \; (1 - S_{-1}) + d \; J_{-1}$$

	a_0	a_1	b_1	b_2	b_3	b_4	Σb_i	c	d	R^2	DW	ρ	sec(%)
modèle 1	- 0,006 (0,02)	-	- 0,080 (0,02)	- 0,107 (0,02)	- 0,104 (0,02)	- 0,068 (0,01)	- 0,359 (0,06)	1,51 (0,12)	- 0,057 (0,008)	0,99	1,63	0,70 (0,12)	8,2
modèle 2	- 0,036 (0,02)	-	- 0,094 (0,02)	- 0,092 (0,02)	- 0,076 (0,01)	- 0,045 (0,01)	- 0,308 (0,05)	1,60 (0,12)	- 0,045 (0,009)	0,99	1,71	0,70 (0,12)	8,0
modèle 3	- 0,082 (0,03)	-	- 0,094 (0,03)	- 0,119 (0,02)	- 0,112 (0,03)	- 0,072 (0,02)	- 0,397 (0,08)	1,92 (0,19)	- 0,27 (0,08)	0,98	1,68	0,71 (0,12)	10,8
modèle 4	- 0,103 (0,03)	-	- 0,113 (0,03)	- 0,107 (0,02)	- 0,086 (0,02)	- 0,051 (0,02)	- 0,358 (0,06)	1,90 (0,18)	- 0,18 (0,08)	0,98	1,83	0,72 (0,12)	10,1

2 variables de rationnement — $J^1 = \frac{I}{DLPM}$ $J^2 = \frac{I}{N \; S \; (1 - S)}$

2 variables de prix du téléphone p^1 = taxe de base p^2 = prix de l'ensemble de la facture

modèle 1 : J^1 et p^1
modèle 2 : J^1 et p^2
modèle 3 : J^2 et p^1
modèle 4 : J^2 et p^2

le taux de croissance du revenu n'étant pas significativement différent de zéro, on a retiré cette variable pour l'estimation

méthode : Cochrane-Orcutt pour l'autocorrélation des résidus et Almon pour la structure de retard

II - L'OFFRE DE LIGNES NOUVELLES

Pour l'offre, comme pour la demande, il faut tenir compte des spécificités du téléphone. Nous commencerons par rappeler les conditions de l'offre et nous en déduirons un modèle qui est estimé ensuite.

1. La formalisation

L'activité des Télécommunications est une activité hautement capitalistique dont le capital a une durée de vie très longue (16 ans pour les matériels, 40 ans pour le génie civil en moyenne). Le coût du capital constitue l'essentiel des coûts, tandis que l'offre de lignes est définie surtout par le niveau de l'investissement et le développement technologique. L'observation du coût moyen en capital par ligne (capital en francs constants rapporté au parc total de lignes, voir graphique 9) et du coût marginal (coût relatif du capital rapporté à l'accroissement du parc, graphique 10) montre que l'évolution du coût moyen en capital peut être décrite par des tendances techniques modulées par des facteurs économiques conjoncturels. L'introduction d'une nouvelle technique se traduit par une baisse forte et rapide du coût moyen puis une stabilisation et même une augmentation une fois que la technique est diffusée, ce qui traduit la croissance des coûts marginaux à technique donnée. Il en est ainsi de la technologie Crossbar entre 1957 et 1974. Ce schéma général est cependant perturbé par des effets liés à la durée et à la taille des investissements. Ainsi la montée du coût unitaire en capital entre 1972 et 1974 est due aux investissements réalisés alors dans une perspective de long terme (interurbain) et qui ne peuvent être rapportés aux seules lignes raccordées. D'autres évolutions viennent de l'environnement macroéconomique, comme par exemple, l'augmentation du taux d'intérêt réel entre 1964 et 1968 et entre 1980 et 1984.

En ce qui concerne le marché, les Télécommunications sont en situation de monopole public. La tarification est fixée conjointement par l'Etat et la DGT, l'investissement par la DGT, sous d'éventuelles contraintes financières, portant soit sur la structure du bilan (ce qui ne semble pas avoir été le cas jusqu'à présent), soit sur les émissions d'emprunts. Nous supposerons ici qu'il n'y a pas eu de rationnement.

Les considérations précédentes suggèrent donc un modèle où l'investissement est choisi de manière à maximiser le profit intertemporel sur les lignes nouvelles, la tarification étant donnée. Dans un tel modèle, l'investissement est tel que le profit marginal soit nul, ce qui s'écrit :

$$\underset{(+)\ (-)}{R_m(p,\ X)} = (r - \dot{p} + \delta)\ q\ \frac{\partial K}{\partial LP}$$

où p est le prix du téléphone, X l'accroissement du nombre de lignes, r le taux d'intérêt, $\dot{p}$ le taux de croissance du prix du téléphone, δ le taux d'usure du capital, q le prix du capital et $\frac{\partial K}{\partial LP}$ le coût marginal en capital d'une ligne nouvelle. R_m représente la recette marginale d'une ligne nouvelle.

.../...

fig 9 - COUT MOYEN EN CAPITAL PAR LIGNE

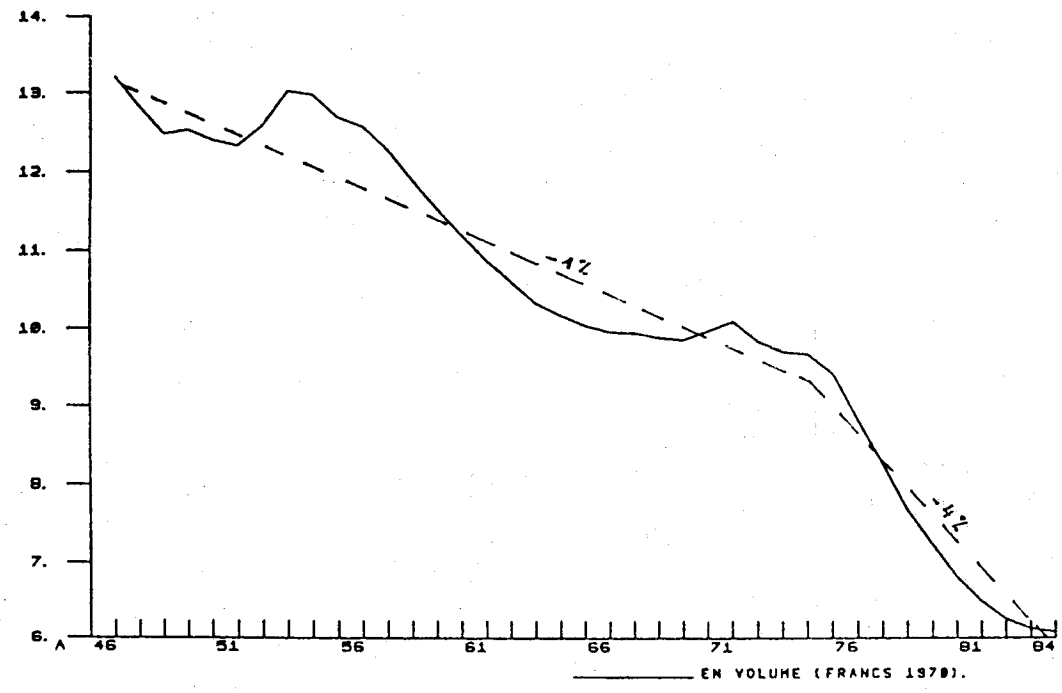
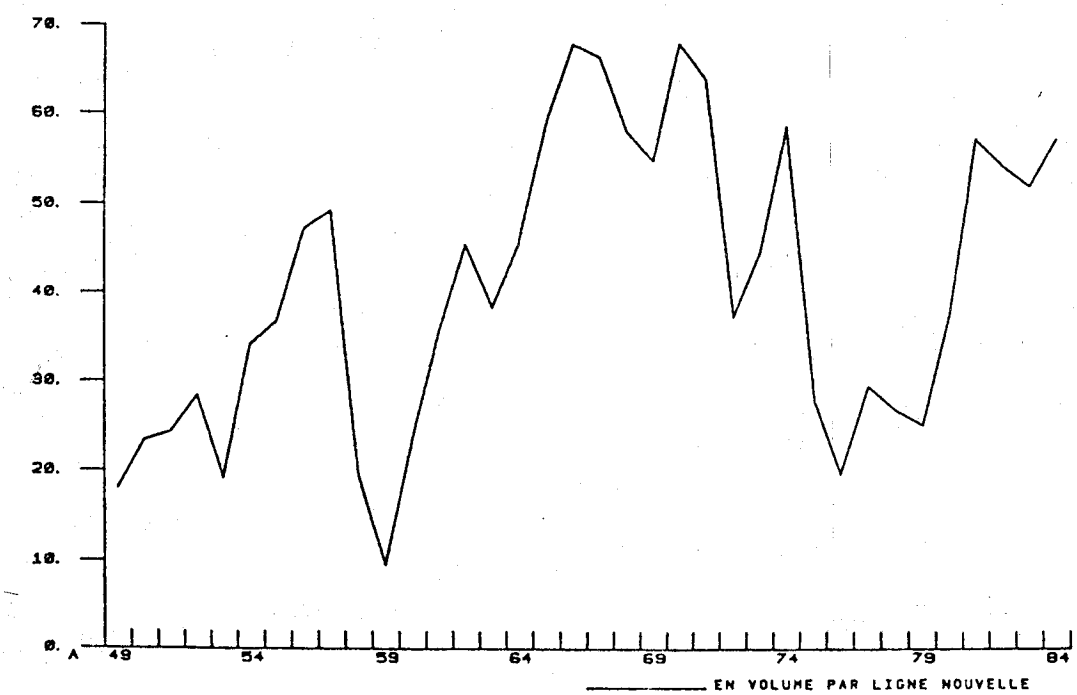


fig 10 - COUT MARGINAL EN CAPITAL PAR LIGNE MULTIPLIE PAR LE COUT D'USAGE .



Si on admet que la recette marginale est proportionnelle aux prix, on obtient l'offre :

$$(6) \qquad X^{\Delta} = f\left[(r - \dot{p} + \delta) \frac{q}{TB} \frac{\partial K}{\partial LP} \right] \qquad f' < 0$$

C'est cette équation que nous avons testée.

2. L'estimation

Pour l'estimation économétrique, nous avons pris une expression log-linéaire de l'équation (6), en introduisant un trend temporel pour prendre en compte la diffusion du progrès technique. L'offre est évaluée par la somme des variations annuelles de lignes principales DLP et des résiliations RES, ce qui sous-entend qu'une résiliation ne libère pas une ligne utilisable par une autre personne. Enfin, le coût marginal en capital d'une ligne nouvelle est approximé par le ratio :

$$\text{COUT} = \frac{\text{Investissement total en volume}}{\text{DLP + RES}}$$

On teste le modèle :

$$\text{Log (DLP + RES)} = a_0 + a_1 t + a_2 \text{Log (COUT)} + \sum_{i=0}^{3} b_i \text{ Log} \left(\frac{\pi K}{\pi} \right)_{-i}$$

où π est le prix de l'ensemble de la facture et πK le coût d'usage du capital et t le temps.

On obtient par la méthode de Cochrane-Orcutt, combinée à celle d'Almon, sur la période 1954-1984 :

$a_0 = 1,0$ (0,83) , $a_1 = 0,14$ (0,09) , $a_2 = - 0,25$ (0,10) ;

$b_0 = - 0,05$ (0,04) , $b_1 = - 0,12$ (0,03) , $b_2 = - 0,14$ (0,03) ,

$b_3 = - 0,09$ (0,02) ;

$\Sigma b_i = - 0,40$ (0,10) délai moyen 1,7 an (1,0)

$R^2 = 0,99$, DW = 1,65 , See(%) = 0,6 %

Le résultat le plus marquant est l'impact important du coût d'usage du capital $\pi K = q (r - \dot{p} + \delta)$. En effet, il existe de longues périodes, 1963-1968 par exemple, où le coût du capital augmente fortement par rapport au prix de vente du téléphone. C'est plus aux fluctuations du coût d'usage du capital qu'à celles du prix du téléphone qu'il faut attribuer l'élasticité d'offre obtenue.

.../...

III - LE MODELE DE DESEQUILIBRE

Les estimations séparées nous amènent à tester le modèle suivant :

$$(7)\ \text{Log}\,(DLP^S) = a_0 + a_1\ t - a_2\ \text{Log}\,(COUT) + a_3 \sum_{i=0}^{3} \alpha_i \text{Log}\, p_{-i} - a_4 \sum_{i=0}^{3} \alpha'_i\ \text{Log}\,(p_K)_{-i} - a_5\ \text{Log}\,(RES) + \varepsilon$$

$$(8)\ \text{Log}\,(DLP^d) = b_0 + b_1\ z_{t-1} + b_2\ \text{Log}\ Y - b_3 \sum_{i=1}^{4} \beta_i\ \text{Log}\, p_{-i} + b_4 \sum_{i=1}^{4} \beta'_i\ \text{Log}\,(p_c)_{-i} + \eta$$

$$(9)\ \text{Log DLP} = \text{Min}\,(\text{Log}\ DLP^S\ ,\ \text{Log}\ DLP^d)$$

$$(10)\ \text{Log}\ p = \gamma_1\ \text{Log TR} + \gamma_2\ \text{Log TB} + \gamma_3 + \varepsilon_p$$

$$(11)\ \text{Log TR} = \lambda\ \text{Log}\,(TR)_{-1} + \mu\left[\text{Log}\,(DLP^d) - \text{Log}\,(DLP^S)\right] + \nu + \eta_p$$

DLP est le nombre de lignes raccordées, DLP^d est la demande de lignes nouvelles nettes des résiliations, DLP^S est l'offre de lignes nouvelles nettes des résiliations, COUT est le rapport Investissement brut / nombre de lignes raccordées. p est le montant total de la facture, p_c le prix à la consommation, p_K est le coût d'usage du capital. p_K est mesuré par $p_K = q\,(r - \dot{p} + \delta)$ où q est le prix de l'investissement total des télécommunications, r le taux de rendement des obligations du secteur privé, $\dot{p}$ le taux de croissance du montant de la facture, δ le taux de déclassement moyen du capital. Y est le PIB, RES le rapport des résiliations à l'offre brute :

$$RES \quad \frac{\text{résiliations}}{\text{DLP + résiliations}}$$

t est le temps. z_{-1} représente l'effet de réseau qui est mesuré par $S_{-1}(1-S_{-1})$ où S est le taux d'équipement des ménages.

La structure des retards a été fixée à l'avance en fonction des résultats de l'étude précédente :

$\alpha_1 = 0{,}7$	$\alpha_2 = 0{,}3$	$\alpha_3 = 0$	$\alpha_4 = 0$
$\alpha'_1 = 0$	$\alpha'_2 = 0{,}1$	$\alpha'_3 = 0{,}5$	$\alpha'_4 = 0{,}4$
$\beta_1 = 0{,}3$	$\beta_2 = 0{,}3$	$\beta_3 = 0{,}3$	$\beta_4 = 0{,}1$
$\beta'_1 = 0{,}3$	$\beta'_2 = 0{,}3$	$\beta'_3 = 0{,}3$	$\beta'_4 = 0{,}1$

.../...

Le modèle part de l'idée que la taxe de base est exogène ; la DGT fixe le niveau de l'investissement et donc de l'offre en fonction du coût en capital et de la technologie (équation 7). L'introduction des résiliations a pour seul but de tester la substituabilité des résiliations et de l'offre de lignes nouvelles. Sur 100 résiliations, il y en a $(1 - a_5)$ % qui peuvent être utilisées pour satisfaire la demande.

Enfin la taxe de raccordement est modulée de manière à gérer le déséquilibre observé sur le marché (équation 11). L'équation 8 étend à l'ensemble de la demande l'équation que nous avons adoptée pour la demande des ménages. Cette approximation a une raison technique. L'algorithme d'estimation utilisé n'autorise pas qu'une partie de la demande, celle émanant des entreprises, soit exogène. L'équation (10) exprime simplement le fait que le prix moyen du téléphone qui intervient dans la demande et l'offre est une pondération de la taxe de base et de la taxe de raccordement (la taxe d'abonnement est, sur la majeure partie de la période sous revue, proportionnelle à la taxe de base).

Le modèle a été estimé sur la période 1954-1984 par la méthode du maximum de vraisemblance[1]. Le modèle a été testé en imposant que les élasticités-prix soient égales ($a_3 = a_4$ et $b_3 = b_4$) ou en les laissant libres. Les résultats sont donnés dans les tableaux 3, 4 et 5.

Tout d'abord, il apparaît clairement que les élasticités-prix ne peuvent être différentiées, puisque les intervalles de confiance à plus ou moins 2 écarts-types se recoupent (seuil d'erreur de 5 %). En outre, les élasticités aux prix du téléphone ne sont pas significativement différentes de 0. La contrainte d'égalité des élasticités ne modifie pas les estimateurs des autres coefficients sauf l'élasticité de la demande au revenu qui n'est pas significativement différente de 0 avec élasticités non contraintes. Dans le cas où elles sont contraintes, l'élasticité de la demande au revenu est inférieure à 1 mais supérieure aux estimations obtenues avec les méthodes économétriques usuelles.

Nous nous contenterons maintenant de commenter les estimations à élasticités contraintes. On peut faire quatre remarques :

- l'élasticité-revenu de la demande est élevée (0,7)

- l'élasticité-prix de la demande est très forte (1,3) mais pas significativement différente de 1

- les résiliations ne sont pas des substituts à l'offre (8 % seulement peuvent être offertes à d'autres abonnés)

- le prix relatif du capital par rapport au prix du téléphone joue fortement sur l'offre.

---

(1) Pour l'estimation, on a utilisé le programme QUALIT (voir [2]).

.../...

Tableau 3

Estimation du modèle de déséquilibre

avec élasticités-prix contraintes (maximum de vraisemblance)

1954-1984

Variable explicative	Estimation	Ecart-typ
Demande		
constante	1,67	0,46
effet de réseau $S_{-1}(1 - S_{-1})$	10,52	3,03
revenu (PIB)	0,72	0,36
prix relatif du téléphone	- 1,30	0,37
Offre		
constante	- 1,07	0,64
temps	0,15	0,007
coût en capital	- 0,28	0,09
résiliations	- 0,92	0,04
prix relatif du capital par rapport à celui du téléphone	0,80	0,10
écart-type de la demande	0,024	0,009
écart-type de l'offre	0,073	0,020
coefficient de corrélation	0,015	0,010
Prix du téléphone		
taxe de raccordement	0,066	0,03
taxe de base	0,967	0,07
constante	- 0,429	0,19
écart-type	0,06	
Taxe de raccordement		
variable retardée	0,84	0,06
excès de demande	0,36	0,27
constante	0,90	0,41
écart-type	0,19	0,02
log vraisemblance	42,7	
Statistique de Lagrange demande	1,28	
DW demande	1,64	
Statistique de Lagrange offre	1,37	
DW offre	1,63	

Tableau 4

Estimation du modèle de déséquilibre

sans contrainte pour les élasticités-prix (maximum de vraisemblance)

1954-1984

Variable explicative	Estimation	Ecart-type
Fonction de demande		
constante	8,76	6,1
effet de réseau	11,30	2,3
revenu	0,17	0,47
prix du téléphone	- 0,54	0,37
prix à la consommation	1,18	0,27
Fonction d'offre		
constante	0,64	2,26
temps	0,13	0,02
coût en capital	- 0,28	0,10
résiliations	- 1,08	0,05
prix d'offre du téléphone	1,21	0,51
coût d'usage du capital	- 0,73	0,14
Ecart-type de la demande	0,037	0,04
Ecart-type de l'offre	0,078	0,04
Coefficient de corrélation	0,016	0,008
Fonction de prix		
taxe de raccordement	0,084	0,03
taxe de base	0,928	0,06
constante	- 0,549	0,17
Ecart-type	0,06	
Taxe de raccordement		
variable retardée	0,86	0,07
excès de demande	0,093	0,28
constante	0,86	0,42
Ecart-type	0,20	0,15
Log vraisemblance	44,7	
Statistique de Lagrange demande	1,12	
DW demande	1,60	
Statistique de Lagrange offre	1,15	
DW offre	1,59	

L'estimation permet de sélectionner les régimes. Le régime de demande a dominé entre 1960 et 1963 à cause de la stagnation du revenu (dévaluation, blocage des salaires). On le retrouve depuis 1982 après le plan d'investissement des années 1970, pendant lesquelles la contrainte d'offre est maximale.

L'estimation fournit un indicateur de déséquilibre qui est l'espérance de l'excès de demande connaissant le nombre de lignes raccordées (1). Soit :

$$u = E(\text{Log } DLP^d / DLP) - E(\text{Log } DLP^s / DLP)$$

Or, on peut penser que cette variable aléatoire est corrélée à l'indicateur fournit par le délai de raccordement. En effet par définition du délai, on a :

$$DELAI = \frac{\text{Instances}}{DLP} = \frac{DLP^d - DLP^s}{DLP}$$

On a donc si $DLP^d \simeq DLP^s$

$$E(DELAI / DLP) \simeq E\left(\text{Log } \frac{DLP^d}{DLP^s} / DLP\right)$$

En régressant le délai sur cette variable indicatrice de l'excès de demande, on a :

$$DELAI = 1{,}53\, u + 1{,}0 \qquad R^2 = 0{,}13 \qquad DW = 0{,}12$$

$$(0{,}72) \qquad (0{,}10) \qquad (\text{écart-type})$$

L'estimation est médiocre : le délai fluctue beaucoup plus que l'indicateur d'excès de demande et il diminue plus vite en fin de période. Il y a une explication économique à cela : lorsque le délai diminue, la demande se révèle puisque l'espoir d'obtenir le téléphone s'accroît. L'indicateur d'excès de demande diminue donc moins que le délai. On peut faire le même raisonnement lorsque le délai augmente. C'est ce qui explique que l'indicateur estimé ne prend pas en compte le pic du délai entre 1970 et 1974 et n'enregistre une chute qu'en 1982, bien après le raccourcissement du délai d'attente.

.../...

(1) On trouvera le calcul de cet estimateur de l'excès de demande dans GOURIEROUX, LAFFONT, MONFORT (1984).

Tableau 5

Probabilité des régimes

	Elasticités prix de long terme identiques		Elasticités prix de long terme différentiées	
	Offre	Demande	Offre	Demande
54	89,7	10,3	82,9	17,1
55	29,6	70,4	18,5	81,5
56	94,7	5,3	64,3	35,7
57	100	0	98,5	1,5
58	100	0	99,4	0,6
59	100	0	100	0
60	7,6	92,4	64,2	35,8
61	0,4	99,6	0	100
62	1,0	99,0	0	100
63	12,6	87,4	1,4	98,6
64	99,9	0,1	47,9	52,1
65	97,7	2,3	44,1	55,9
66	97,8	2,2	58,0	42,0
67	100	0	96,1	3,9
68	76,6	23,4	45,6	54,4
69	71,6	28,4	39,1	60,9
70	98,6	1,4	55,3	44,7
71	92,4	7,6	31,4	68,6
72	99,2	0,8	4,5	95,5
73	92,4	7,6	14,4	85,6
74	100	0	95,7	4,3
75	99,4	0,6	74,7	25,3
76	98,2	1,8	78,7	21,3
77	95,8	4,2	85,1	14,9
78	58,2	41,8	60,2	39,8
79	98,0	2,0	98,4	1,6
80	99,9	0,1	99,7	0,3
81	99,9	0,1	98,4	1,6
82	71,8	28,2	52,1	47,9
83	63,0	37,0	31,6	68,4
84	29,0	71,0	32,6	67,4

CONCLUSION

La formulation d'un modèle complet de rationnement apporte les enseignements suivants concernant les caractéristiques de la demande de raccordement :

- une élasticité-revenu assez élevée (0,7) et significative, alors qu'elle ne l'était pas dans un modèle de demande avec indicateur de rationnement (page 12).

- une élasticité-prix très élevée (- 1,3), beaucoup plus élevée que dans les modèles "classiques", où les valeurs typiques obtenues sont de l'ordre de - 0,1 à - 0,2.

- ces paramètres sont cependant estimés de façon imprécise. Néanmoins ce phénomène est naturel : il n'y a, sur la période étudiée ici, que peu d'observations où le modèle fonctionne en régime de demande "pure". Cette imprécision inévitable est alors préférable (et moins dangereuse, sans doute) à une précision plus flatteuse, mais d'origine purement économétrique, obtenue sur un modèle mal spécifié.

- en effet, ces paramètres, leur évaluation moyenne ainsi que la précision que l'on peut leur accorder ont une influence très directe en période de prévision : il est vraisemblable que des régimes de demande non rationnée prévaudront à l'avenir. Ce sont donc les paramètres d'une "vraie" fonction de demande qui joueront.

- de la même façon, les conséquences commerciales (extension de marché) d'une même politique tarifaire sont évaluées de façon très différentes dans les deux modèles. Aussi convient-il, là aussi, d'attacher une extrême importance à la formulation du modèle étudié et aux estimations des élasticités-prix et revenu qui en résultent.

.../...

ANNEXE 1

LA DEMANDE DE RACCORDEMENT

On suppose que le consommateur fait son choix en maximisant son utilité sous la contrainte de revenu. Son panier de biens potentiels est constitué de la consommation téléphonique x et de la consommation des autres biens z. On note p_x et p_z les prix respectifs des biens.

On définit la demande de raccordement par la variable qualitative δ telle que :

$\delta = 1$ si le consommateur désire être raccordé au réseau

$\delta = 0$ sinon

Le point important est que le consommateur ne trouve d'utilité à être raccordé que par l'usage qu'il fait du téléphone. Ainsi, on écrit la fonction d'utilité :

$$u = u(\delta_x, z, \delta X)$$

(+) (+) (+)

X est le nombre d'abonnés déjà raccordés au réseau. Ce terme représente l'effet de réseau.

La contrainte budgétaire du consommateur est :

$$\delta(\pi + p_x x) + p_z z = R$$

coût du raccordement — consommation téléphonique — achat des autres biens — revenu

La demande de raccordement est obtenue en deux étapes :

(1) On se place dans le cas où l'individu est raccordé ($\delta = 1$). La maximisation de l'utilité conduit à une fonction de demande de communications :

(-) (+) (+) (+)

$$x = x(p_x, p_z, X, R - \pi)$$

.../...

On inverse la demande :

$$p_x = p_x \left(\overset{(+)}{p_3} , \overset{(+)}{X} , \overset{(+)}{R - \Pi} , \overset{(-)}{x} \right)$$

(2) La demande de raccordement

On calcule le surplus que le consommateur retire de son accès au réseau. Pour une consommation téléphonique q, le surplus est :

$$S = \int_0^q p_x(p_3 , X , R - \Pi , x)\, dx - p_x q$$

C'est le montant total que le consommateur est prêt à payer pour un prix d'usage p_x.

On dira que le consommateur demande le raccordement si le surplus qu'il peut tirer de l'usage du téléphone est supérieur au coup d'accès :

$\delta = 1$ si $S \geqslant \Pi$

$\delta = 0$ si $S < \Pi$

Il reste à agréger les demandes. Soit N le nombre de ménages et la demande du ménage [n]. $\delta_n = 1$ si $S_n \geqslant \Pi$, $\delta_n = 0$ si $S_n < \Pi$. L'expression du surplus montre que S_n et donc δ_n dépendent du revenu R et de la forme de la fonction d'utilité. L'agrégation n'est possible que moyennant quelques hypothèses simplificatrices. Si on suppose que tous les individus ont la même fonction d'utilité, la demande globale de raccordement va dépendre uniquement de la répartion des revenus. Pour N donné, on peut traiter le surplus S_n comme une variable aléatoire dépendant du revenu. La demande globale D est donc :

$$\frac{D}{N} = \text{Proba}\,(S_n \geqslant \Pi)$$

Etant donné l'expression de S , on a :

$$\frac{D}{N} = f \left(\underset{(-)}{p_x} , \underset{(+)}{p_3} , \underset{(-)}{\Pi} , \underset{(+)}{X} , \underset{(+)}{E(R)} , \underset{(-)}{V(R)} \right)$$

où E (R) est l'espérance des revenus et V (R) leur variance.

.../...

ANNEXE 2

L'ESTIMATION DES RESILIATIONS

L'évolution des résiliations peut être expliquée par 3 facteurs, le coût de la consommation téléphonique, le taux d'équipement des ménages et le délai de raccordement.

(i) Lorsque le coût des consommations augmente, certains ménages jugeant l'usage du téléphone trop couteux, demandent la résiliation de leur contrat.

(ii) A mesure que le taux d'équipement moyen des ménages augmente, le téléphone touche de plus en plus de ménages qui ont une utilité faible pour le téléphone et qui statistiquement résilient plus fréquemment leur abonnement.

(iii) Lorsque le délai de raccordement augmente, les utilisateurs répugnent à résilier leur ligne même en cas de déplacement géographique.

On a donc testé le modèle suivant :

$$TORES = a_0 + a_1\ TOMEN\ (-1) + \left\{ \begin{array}{l} a_2 \left(\frac{\dot{TB}}{p_c} \right) \\ a_2 \left(\frac{\dot{PTEL}}{p_c} \right) \end{array} \right\} + a_3 \left\{ \begin{array}{l} DEL\ (-1) \\ RAT\ (-1) \end{array} \right\}$$

TORES, le taux de résiliations est calculé par

$$TORES = \frac{\text{résiliations}}{\text{nombre de lignes principales de l'année précédente}} = \frac{RES}{LP\ (-1)}$$

TOMEN est le taux d'équipement des ménages

TB est la taxe de base

PTEL est le prix moyen du téléphone (source INSEE)

p_c est le prix à la consommation des ménages (source INSEE)

.../...

$\left(\frac{\dot{PTEL}}{Pc}\right)$ et $\left(\frac{\dot{TB}}{Pc}\right)$ sont les taux de croissance de $\frac{PTEL}{Pc}$ et $\frac{TB}{Pc}$

DEL est un indicateur du délai de raccordement (rationnement proportionnel)

$$DEL = \frac{\text{Instances}}{\text{lignes principales}} = \frac{INS}{LP}$$

RAT est un autre indicateur du rationnement portant sur les ménages (rationnement additif)

$$RAT = \frac{INS\ (-1)}{N} \quad \frac{1}{TOMEN\ (-\ 1)\ \left[1 - TOMEN\ (-\ 1)\right]}$$

(N = Nombre de ménages)

Les résultats sont donnés dans le tableau ci-dessous.

Estimation du taux de résiliations (Cochrane-Orcutt)

(1950-1984)

	constante	TOMEN (-1)	(TB*/pc)	(PTEL*/pc)	DEL (-1)	RAT (-1)	R^2	DW
1	0,013 (0,004)	0,040 (0,007)	0,013 (0,005)		- 0,034 (0,024)		0,90	0,97
2	0,016 (0,003)	0,043 (0,006)	0,015 (0,004)			- 0,033 (0,012)	0,92	1,08
3	0,013 (0,004)	0,042 (0,008)		0,0086 (0,005)	- 0,032 (0,026)		0,89	1,17
4	0,016 (0,003)	0,043 (0,006)		0,010 (0,004)		- 0,032 (0,013)	0,90	1,28

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

[1] P. ARTUS, G. LAROQUE, G. MICHEL (1984) : "Estimation of a Quaterly Macroeconomic Model with Quantity Rationing", Econometrica, 52, p. 1384-1414.

[2] JP. BENASSY (1984) : Macroéconomie et théorie du déséquilibre, Dunod, Paris.

[2'] F. BOURGUIGNON et B. SABATIER-LABEYRIE : Le programme QUALIT, Ecole Normale Supérieure.

[3] N. CURIEN, M. GENSOLLEN et E. VILMIN (1982) : "Prévision de la demande téléphonique : besoins, instruments, procédures", Revue RCB, n° 44, mars.

[4] C. GOURIEROUX, JJ. LAFONT, A. MONFORT (1984) : Econométrie des modèles d'équilibre avec rationnement, une mise à jour. Annales de l'INSEE, n° 55, 56, pages 5-38.

[5] V. LEROUX (1985) : "Les prix du téléphone", SPES, septembre 1985.

[6] E. MALINVAUD (1977) : The theory of Unemployment Reconsidered, Basil Blackwell, Oxford.

[7] J. ROUCHET (1982) : "Investissement, Capital des Télécommunications", SPES, 1982.

[8] L.D. TAYLOR (1980) : "Telecommunications Demand : A survey and Critique", Ballinger Publishing Co, Cambridge, 1980.