



TARIFICATION DE L'ACCÈS AUX ÉLÉMENTS DE RÉSEAU D'ALGÉRIE TÉLÉCOM : UNE ANALYSE DES DONNÉES 2008-2016 SUR LES LIENS LOUÉS*

PRICING OF ACCESS TO ALGÉRIE TÉLÉCOM'S NETWORK ELEMENTS: AN ANALYSIS OF 2008-2016 DATA ON LEASED LINES

Radia BACHA^{1,**} et Farid GASMI²

¹ Ecole Nationale Supérieure de Management (Algérie), radiabacha@gmail.com

² Toulouse School of Economics, Université Toulouse 1 Capitole (France), farid.gasmi@tse-fr.eu

Date de réception :

Date de révision :

Date de publication :

RÉSUMÉ : Dans la perspective d'étudier les fondements économiques de la politique d'interconnexion d'Algérie Télécom, incontestablement une pierre angulaire pour le succès des réformes du secteur algérien des télécommunications, nous tentons dans ce papier de mettre en lumière les traits essentiels de la tarification de l'accès à un des éléments de réseau de cet opérateur, à savoir, le service des liens loués. Nous proposons d'abord une représentation formelle de la structure du schéma de tarification de ce service et mettons en évidence les propriétés statistiques des variables représentant les trois éléments qui composent le coût d'un lien loué sur lesquels nous avons recueilli des données annuelles couvrant la période 2008-2016. Nous menons ensuite une investigation économétrique nécessitant de sélectionner le modèle mettant en relation ces trois composants et ajustant au mieux les données. Ce modèle suggère que la redevance non récurrente pour la location d'un lien est endogène aux redevances mensuelles bien qu'étant relativement inélastique. Nous soulignons enfin quelques directions d'extension de notre recherche permettant d'avoir un regard critique sur la politique d'interconnexion des réseaux des télécommunications conduite par Algérie Télécom.

Mots clés : Réformes, Télécommunications, Interconnexion, Tarification des liens loués, Économétrie.

Classification JEL : C51, L51, L96

ABSTRACT: Seeking to study the economic underpinnings of Algérie Télécom's interconnection policy, undoubtedly a cornerstone for the success of the reforms of the Algerian telecommunications sector, we attempt in this paper to highlight the main features of the pricing of access to one of the network elements of this operator, namely, the leased lines service. We first offer a formal representation of the structure of this service's pricing scheme and uncover the statistical properties of the variables that represent the three elements composing the cost of a leased line on which we have collected annual data covering the 2008-2016 period. We then perform an econometric investigation that necessitates selecting the model that links these three components and best fits the data. This model suggests that the one-time fee for renting a line is endogenous to the monthly fees although relatively inelastic. We finally point to some directions of extension of our research that allow for developing a critical view of the telecommunications network interconnection policy conducted by Algérie Télécom.

Keywords: Reforms, Telecommunications, Interconnection, Leased lines pricing, Econometrics.

JEL classification: C51, L51, L96

* La problématique de cette recherche a pris forme durant notre séjour à la Direction Générale du Groupe Algérie Télécom de 2013 à 2017. Nous remercions l'équipe dirigeante du Groupe de l'époque, en particulier M. Mehmel, pour l'accueil chaleureux dont nous avons bénéficié et les moyens mis à notre disposition. Cet article a été en partie écrit au printemps 2018 pendant que R. Bacha effectuait un stage scientifique à la Toulouse School of Economics grâce au soutien financier de la Fondation Jean-Jacques Laffont - TSE pour laquelle elle exprime sa profonde gratitude. Nous remercions également deux évaluateurs anonymes et l'éditeur en chef de cette revue pour leurs commentaires sur une version antérieure de cet article. Les résultats de cette recherche n'engagent néanmoins que notre seule responsabilité.

** Auteur correspondant.

1. INTRODUCTION

Après l'accès à son indépendance en 1962, l'Algérie a été pendant longtemps régie par un système économique de planification centralisée financé principalement par ses recettes des hydrocarbures. A partir des années 2000, ce pays s'est engagé, à travers plusieurs volets de réformes, à mettre en place une économie de marché mieux à même de jouer un rôle plus diversifié dans une économie mondiale « globalisée » après la disparition de la logique des deux blocs. C'est ainsi que le cadre législatif régissant le secteur des télécommunications a été revu de sorte à séparer l'exploitation, la régulation et la politique sectorielle et libéraliser un certain nombre de segments de ce secteur¹. Ces réformes ont été notamment accompagnées par la création de l'Autorité de Régulation de la Poste et des Télécommunications (ARPT, actuelle ARPCE²) chargée de veiller à ce que la concurrence soit effective et produise les effets escomptés sur le bien-être des usagers, le développement de ces secteurs et l'économie dans son ensemble³. Au cœur des instruments de régulation nécessaires à la mise en œuvre de ces réformes se trouve la politique de tarification de l'interconnexion des réseaux. Cette étude est une première contribution à l'analyse empirique de cette véritable « baguette de chef d'orchestre » qu'a à sa disposition le régulateur dans sa mission de développement d'un secteur des télécommunications moderne.

D'un point de vue formel, le cadre institutionnel dans lequel se situe notre analyse est typique des industries de réseau telles que les télécommunications, la poste, l'électricité, le gaz naturel et les transports urbains et ferroviaires⁴. Il s'agit d'une configuration industrielle dans laquelle un opérateur historique est en position de monopole ou de quasi-monopole sur le marché « amont » d'un service intermédiaire nécessaire à l'offre d'un service final sur un marché « aval » au sein duquel il est soumis à la concurrence⁵. C'est le cas par exemple dans le secteur des télécommunications, qui est l'objet de notre étude, où la boucle locale ou certains éléments de réseau tels les liens loués seraient le segment amont et le mobile, le satellitaire ou les services alternatifs (stockages de données, services à valeur ajoutée) constitueraient le segment aval.

L'opérateur historique des télécommunications, en position dominante sur le marché amont de certains éléments de son infrastructure de réseau, fournit un service d'accès à ses équipements dans un cadre réglementaire spécifique dont la mise en œuvre est du ressort d'une autorité de régulation. Comme indiqué, ce service constitue, en effet, pour un entrant potentiel sur le marché aval, un intrant lui permettant d'offrir des services sur ce marché. Dans la mesure où l'offre d'une unité de service sur ce marché final requiert au moins une unité de service d'accès, les marchés en aval et en amont sont parfois perçus comme, respectivement, des marchés de détail et de gros.

Les éléments de réseau qui sont considérés dans l'état actuel de la technologie comme importants pour l'offre de services de télécommunications sont, entre autres, la boucle locale et les liens loués de différents débits. L'accès à ces éléments dont les caractéristiques s'apparentent à celles d'un monopole naturel est régulé. À titre d'exemple, la politique de dégroupage et de régulation de la tarification des éléments de la boucle locale ont comme objectif de faciliter l'accès des entrants aux fonctionnalités qu'elle offre et ainsi de promouvoir l'efficacité de l'industrie des télécommunications dans sa globalité.

¹ Les réformes structurelles du secteur des télécommunications ont pu être mises en œuvre après la promulgation de la Loi 2000-03 du 5 Août 2000 fixant les règles générales relatives à la poste et aux télécommunications et définissant les conditions de développement et de fourniture des services de la poste et des télécommunications. La Loi 18-04 du 10 mai 2018 reprend ces règles tout en tenant compte des évolutions structurelles et technologiques de cette industrie. En plus d'introduire les notions de dégroupage, de portabilité et d'opérateurs de réseaux privés virtuels, le terme de « télécommunications » y est sciemment remplacé par ceux de « communications électroniques ». Notant également que l'appellation du régulateur a été modifiée : l'Autorité de Régulation de la Poste et des Télécommunications (ARPT) est devenue l'Autorité de Régulation de la Poste et des Communications Electroniques (ARPCE).

² Cf. Note de bas de page précédente.

³ L'analyse de l'impact du développement des infrastructures des Technologies de l'Information et de la Communication (TIC) sur la croissance économique, aussi bien dans les pays développés qu'en voie de développement, a suscité un grand intérêt chez les chercheurs au moins depuis les années 80 qui ont vu émerger le phénomène de convergence de l'Informatique et des Télécommunications. Pour une bonne introduction à cette littérature, cf. Röller et Waverman (2001), Wavermann et al. (2005) et Sridhar et Sridhar (2007).

⁴ Dans certains documents, notamment ceux émanant d'institutions internationales telles que la *Banque Mondiale* ou l'*Union Internationale des Télécommunications*, ces industries sont parfois appelées « Industries d'infrastructure ».

⁵ Le terme « historique » renvoie ici au fait que la structure de marché dans laquelle cet opérateur a une position dominante sur le marché amont a été héritée d'une époque où celui-ci était un monopole absolu intégré verticalement au sein des industries de réseau classiques.

Au vu de sa position dominante dans la fourniture de services sur le marché amont, l'opérateur historique pourrait être incité à limiter, voire refuser dans le cas d'absence de mise en vigueur des obligations réglementaires, l'accès à ses éléments de réseau afin de maintenir son pouvoir de marché sur des segments caractérisés par d'importants coûts fixes et dont la duplication ne trouverait guère de justification économique⁶. Dans ce contexte, la stratégie de l'opérateur historique peut prendre diverses formes.

L'opérateur historique pourrait pratiquer une stratégie tarifaire consistant à imposer des charges d'accès ou d'interconnexion à ses infrastructures essentielles élevées. Même si elle peut être effective, cette stratégie dissuasive peut remettre en cause la viabilité économique des entrants au point de justifier le contournement (*Bypass*) de l'opérateur historique par ces derniers⁷. L'opérateur historique peut également mettre en œuvre une stratégie de nature non tarifaire telle que l'offre d'un service d'interconnexion non performant au point de réduire la qualité générale des services de l'entrant.

L'objectif de cet article est d'analyser les propriétés économiques des schémas de tarification de l'accès aux éléments de réseau de l'opérateur historique Algérie Télécom (AT) et d'en proposer une lecture à travers le prisme de la nouvelle économie de la régulation⁸. AT offre une gamme de services d'interconnexion à ses différents éléments de réseau comprenant notamment les liens loués nationaux et internationaux, l'acheminement du trafic commuté et le service de co-localisation. Dans cette étude, nous nous concentrons sur l'analyse des liens loués nationaux qui représentent une part importante des services d'interconnexion d'AT. Afin de fournir un éclairage sur les propriétés économiques de la politique de tarification de ces liens, nous avons recueilli une base de données sur leurs tarifs que nous examinons d'abord à l'aide d'outils statistiques simples et que nous analysons ensuite de façon plus approfondie en faisant usage de méthodes économétriques.

Le plan de ce papier est comme suit. La section suivante rappelle les grandes leçons à tirer de la nouvelle théorie de la régulation quant à la tarification de l'accès au réseau des télécommunications. Section 3 propose une formalisation de la structure de tarification des liens loués d'AT qui met en lumière les trois composants constitutifs des tarifs. Nous présenterons également dans cette section la base de données que nous avons recueillie et les résultats d'une analyse statistique préliminaire de leurs propriétés générales. Section 4 présente les résultats d'une investigation économétrique dont l'objectif essentiel est de donner un contenu structurel aux résultats de l'analyse préliminaire des données. Enfin, dans la section 5 nous concluons par une synthèse de nos résultats et suggérerons quelques directions d'extension de notre recherche qui nous permettront de tirer des leçons de politique économique. L'Annexe de ce papier contient des informations complémentaires à celles données dans le texte principal.

2. TARIFICATION DE L'ACCÈS AU RÉSEAU DES TÉLÉCOMMUNICATIONS

Le but de cette section est de mettre en lumière les enseignements essentiels à tirer de la nouvelle théorie de la régulation, dite régulation « incitative⁹ », quant à la tarification de l'accès au réseau des télécommunications. Un des modèles théoriques de tarification de l'accès qui ont largement inspiré la pratique de la régulation est la règle de Ramsey-Boiteux (*Ramsey-Boiteux pricing*), notamment dans sa forme

⁶ Même si cette stratégie de refus de l'accès ou de « Forclusion » a été utilisée par les opérateurs historiques au début du développement de l'industrie des télécommunications, notamment aux USA par *American Telephone and Telegraph Company* (AT&T) à la fin du 19^{ème} siècle et au début du 20^{ème}, l'obligation d'accès à la boucle locale impliquée par la politique de dégroupage et celle d'interconnexion sont devenues des normes dans la pratique de la régulation.

⁷ A ce titre, le cas de *Lacom*, une société qui est entrée sur le marché algérien de la téléphonie fixe en 2005 et dont les actionnaires, *Orascom Telecom Holding* et *Egypt Telecom*, ont décidé de cesser l'activité en 2009 est instructif. Trois facteurs ont été avancés dans la presse spécialisée pour expliquer la sortie de ce concurrent d'Algérie Télécom, à savoir, le non-respect par *Lacom* du cahier des charges associé à la licence, des charges d'accès excessives appliquées par Algérie Télécom et enfin une stratégie d'offre promotionnelle prédatrice par cet opérateur historique qui a été fatale à *Lacom*. Notant que l'offre de téléphonie fixe demeure à ce jour le monopole d'Algérie Télécom.

⁸ Il est important de souligner ici que cette théorie moderne de la régulation met au centre de l'analyse la maximisation du bien-être collectif.

⁹ Ce corpus théorique qui s'est développé et a largement influencé la pratique de la régulation à partir des années 80 prend ses racines dans la « théorie des mécanismes de révélation pour la décision publique » (Hurwicz, 1973, Green et Laffont, 1977) également appelée « théorie des incitations » dans la littérature. Cette théorie a en effet fourni les fondements analytiques des schémas de régulation qui incitent les opérateurs économiques à minimiser leurs coûts de production. Le lecteur intéressé par cette théorie moderne de la relation entre un régulateur et une firme régulée devrait consulter au moins les contributions clés que sont Loeb et Magat (1979), Baron et Myerson (1982), Shleifer (1985) et Laffont et Tirole (1986).

généralisée au cas d'asymétrie d'information entre le régulateur et la firme régulée. Voir Boiteux (1956) et Laffont et Tirole (1993 et 2000). Selon cette règle, l'accès au réseau est un service comme un autre et une marge est appliquée sur son coût marginal de façon inversement proportionnelle à l'élasticité-prix de la demande pour ce service. Cette règle est particulièrement connue pour ses bonnes propriétés d'optimalité de second-rang (*Second-best*) bien qu'exigeante en matière d'information (Dewenter et Haucap, 2007).

Un autre modèle qui a occupé une place importante dans la littérature et qui a suscité un débat houleux est la règle de tarification efficace d'une composante (*Efficient Component Pricing Rule*) introduite par Baumol et al. (1982) et approfondie et davantage explicitée par Baumol et Sidak (1994). Cette règle, fondée sur le concept de coût d'opportunité, stipule que l'opérateur historique qui offre à un entrant un service d'accès à des éléments de son réseau, offre en fait un service intermédiaire et doit donc être compensé pour le manque à gagner sur le segment concurrentiel du fait des parts de marché prises par l'entrant.

Il convient également de mentionner deux autres approches fondées sur les coûts de production. La première, la méthode du coût complet entièrement distribué (*Fully Distributed Cost Method*), consiste à répartir les coûts fixes et les coûts joints entre les services au *pro rata* d'un indicateur donné représentant, entre autres, les coûts directs et le volume de production. Cette règle, qui s'appuie sur une ventilation des coûts historiques d'origine comptable, est connue pour sa faible puissance incitative, ce qualificatif faisant référence au fait que l'entreprise régulée n'est alors pas incitée à minimiser ses coûts de production.

La deuxième approche basée sur les coûts est connue pour limiter l'arbitraire de la procédure d'allocation des coûts. Il s'agit de la méthode du taux de marge proportionnelle au coût incrémental moyen de long terme (*Markup on Average Incremental Costs Method*) qui consiste à faire dépendre les charges d'accès, soit d'une estimation d'un coût de référence tenant compte de l'efficacité de production (*Efficiency benchmark*), soit des coûts prospectifs (*Forward-looking costs*¹⁰).

Même s'ils sont considérablement riches en enseignements théoriques, les modèles ci-haut mentionnés ne vont pas sans poser des difficultés lorsqu'il s'agit de les mettre en pratique (Vogelsang, 2003). Le modèle de tarification décentralisée à la firme basée sur un prix-plafond (*Price-Cap*) a été perçu comme une façon de contourner ces difficultés. En effet, les schémas de régulation basés sur ce modèle, très répandus dans les télécommunications, constituent un instrument de régulation à forte puissance incitative dans le sens où ils incitent les firmes régulées à minimiser leurs coûts tout en permettant au régulateur, lorsque des schémas de partage des gains de productivité y sont annexés, d'exercer un certain contrôle sur les rentes de monopole¹¹.

Force est de constater que cet ensemble de modèles vient appuyer l'importance d'une action régulatrice de la tarification de l'accès au réseau des télécommunications s'appuyant sur de bonnes bases théoriques. Par ailleurs, de nombreux travaux ont analysé la structure des charges d'accès et ont mis en évidence les arbitrages liés à leurs niveaux. Lestage et Flacher (2014) soutiennent que de faibles charges d'accès pourraient renforcer la concurrence entre les opérateurs et améliorer, de ce fait, le bien-être des utilisateurs. *A contrario*, des charges d'accès élevées pourraient donner des incitations privées et sociales au contournement, i.e., à la duplication des infrastructures dans des conditions pas toujours économiquement justifiables.

Bose et al. (2017) montrent que si les charges d'accès sont déterminées de telle sorte que la marge bénéficiaire que peut tirer l'opérateur historique verticalement intégré du service d'accès soit relativement importante par rapport à celle générée sur le marché aval, celui-ci n'aura pas d'incitation à faire augmenter les coûts de ses concurrents. Au contraire, cela lui permettrait de jouir pleinement d'une demande profitable sur le service d'accès compte tenu de l'effet stratégique de substitution existant entre ce service et ceux fournis sur le marché aval par cet opérateur historique (Laffont and Tirole, 2000)¹².

Au vu de la forte volonté des pouvoirs publics de moderniser les infrastructures, il est important de définir une structure de tarification de l'accès au réseau des télécommunications qui tient compte également des incitations à l'investissement (Grajek and Roller, 2012). C'est là une préoccupation majeure du régulateur

¹⁰ Pour une étude détaillée des conséquences économiques de ce type d'approche et de son utilisation pour la régulation dans les télécommunications, cf. Gasmî et al. (2002).

¹¹ Gasmî et al. (1999) propose une estimation de l'ampleur de ces rentes dans un contexte d'asymétrie d'information, dites alors « rentes informationnelles », et de l'enjeu de l'introduction de schémas de partage des gains.

¹² Une hausse du prix des services fournis par l'opérateur historique sur le marché aval fait basculer la demande sur les services proposés par les entreprises concurrentes. Cela induit, naturellement, une augmentation de la demande pour le service d'accès que fournit cet opérateur historique.

aussi bien dans les pays développés qu'en voie de développement. Vogelsang (2016) argue qu'une action régulatrice de l'investissement efficace dans l'industrie des télécommunications pourrait rendre celle-ci plus novatrice qu'une industrie non régulée.

Techniquement, la structure des coûts dans les télécommunications, façonnée dans une très large mesure par la nature grumeleuse du capital (*Lumpy capital*), implique des structures de tarification avec des charges d'accès non linéaires. Ces charges d'accès sont typiquement composées de parties non récurrentes servant à indemniser l'opérateur historique pour ses coûts irrécupérables et de parties récurrentes permettant de financer les coûts marginaux ou incrémentaux de court terme (Gans, 2001). Ces charges doivent également couvrir une partie des coûts fixes du réseau ainsi que les coûts d'utilisation y afférant qui comprennent notamment les coûts de construction, d'entretien et de mise en valeur du réseau (Gautier, 2007).

3. TARIFICATION DES LIENS LOUÉS D'ALGÉRIE TÉLÉCOM : STRUCTURE, DONNÉES ET ANALYSE PRÉLIMINAIRE

3.1. STRUCTURE DE LA TARIFICATION DES LIENS LOUÉS D'AT

Afin de faciliter la lecture et l'analyse des variables constituant la base de données sur la tarification des liens loués nationaux proposés par AT que nous analysons dans ce papier, nous décrivons la structure de cette tarification qui est de forme « non linéaire » et introduisons quelques éléments de notation. L'ensemble des charges d'accès à ces liens auxquelles fait face le client d'AT comporte trois composants, deux de nature « fixe » et un de nature « variable »¹³. Notons avant toute chose qu'un facteur important pour la détermination du coût de location d'un lien est sa capacité, plus communément désignée par le terme de « débit ». Ce débit, reflétant la quantité d'information par unité de temps pouvant passer par le lien, est en effet une caractéristique fondamentale de la qualité du service qu'il permet de fournir. Dans cet article nous le noterons $k \in K$, où K est l'ensemble des débits offerts par AT.

Un autre déterminant important du coût de location d'un lien, commun à toutes les industries de réseau telles que celles de l'électricité ou du gaz naturel, est lié à la tâche de transporter la « molécule », dans le cas qui nous concerne le « bit » ou l'unité de base d'information. De manière générale, ce coût reflète ceux des facteurs techniques permettant d'effectuer ce transport et dépend, en plus du débit, donc de la quantité d'information, de la distance à parcourir. Dans le cas d'un lien permettant de transporter des communications électroniques, celle-ci est représentée par la « longueur » du lien, c'est-à-dire, la distance séparant le site d'un client et un point de présence/d'interconnexion au réseau d'AT. Nous noterons cette longueur $l \in L$, où L est l'ensemble caractérisant les distances des liens offerts par AT. Enfin, nos données étant temporelles, nous ferons également usage de l'indice $t \in T$, où T est l'ensemble des années couvertes par notre base de données, pour indiquer l'année.

Le premier facteur de coût de location d'un lien est une charge d'accès à l'offre de location de liens redevable au moment de la mise en service de ce lien. Cette redevance est non récurrente et ne dépend que du débit du lien. Dans ce sens, elle est « fixe » et nous la noterons $A(k; t)$. Les deuxième et troisième éléments de coût de la location d'un lien sont tous deux des redevances mensuelles mais qui se différencient par leur relation à la longueur de ce lien. D'une part, le client locataire d'un lien de débit k s'acquitte d'une redevance $F(k; t)$ ¹⁴ qui dépend exclusivement de ce débit. D'autre part, ce client paye une charge qui dépend aussi bien du débit que de la longueur du lien. Cette redevance « variable » par rapport à la longueur du lien loué est représentée par la fonction $V(k, l; t)$ donnée par :

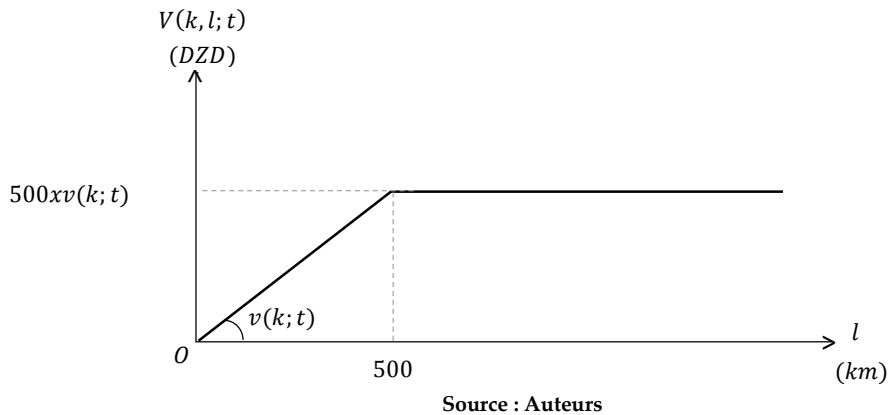
$$V(k, l; t) = \begin{cases} v(k; t) \times l & \text{si } l < 500 \text{ km} \\ v(k; t) \times 500 & \text{si } l \geq 500 \text{ km} \end{cases} \quad (1)$$

Figure 1 ci-dessous visualise cette fonction à débit et année donnés.

¹³ Le sens précis de ces deux qualificatifs deviendra plus clair ci-dessous.

¹⁴ Cette redevance « fixe » par rapport à la longueur du lien, donc indépendante de cette longueur, est souvent justifiée par le besoin de récupérer une partie du coût d'investissement dans le réseau.

Figure 1 : Redevance mensuelle pour la location d'un lien en fonction de sa longueur



Par conséquent, un entrant ou client sollicitant la location d'un lien de débit k et de longueur l durant l'année de signature du contrat t s'acquittera d'un tarif total $T(k, l; t)$ composé de deux parties :

$$T(k, l; t) = \{A(k; t)\} + \{12 [F(k; t) + V(k, l; t)]\} \quad (2)$$

où les différents éléments de ce tarif sont présentés ci-dessus. Pour toutes les années postérieures à celle de la signature du contrat l'entrant ne paiera que la deuxième partie de ce tarif.

3.2. DONNÉES

Nous avons recueilli des données sur les tarifs des liens loués appliqués par Algérie Télécom durant la période allant de l'année 2005 à 2016¹⁵. Durant cette période, AT a offert des liens de 9 différents débits. Ainsi, dans notre base de données la variable k représentant le débit d'un lien peut prendre une des valeurs de l'ensemble K suivant¹⁶ :

$$K = \{64 \text{ Kbits}, 128 \text{ Kbits}, 256 \text{ Kbits}, 512 \text{ Kbits}, 1 \text{ Mbit}, 2 \text{ Mbits}, 34 \text{ Mbits}, 155 \text{ Mbits}, 620 \text{ Mbits}\} \quad (3)$$

Notre échantillon est donc sensé contenir 108 observations (12×9) et couvrir la période 2005-2016. Cependant, faute de disponibilité de données relatives aux liens de différentes capacités offerts par AT avant 2008, le nombre d'observations disponibles sur les 9 capacités données dans l'équation (3) est réduit à 81 (9×9) et la période effectivement couverte par notre échantillon de données est 2008-2016. Notre échantillon couvre donc les années $t, t \in T$ où l'ensemble T est donnée par :

$$T = \{2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2016\} \quad (4)$$

Pour compléter la description des données, il convient d'indiquer qu'AT offre des liens de toutes longueurs souhaitées par les clients. On peut donc faire l'hypothèse théorique que L est l'ensemble des entiers naturels strictement positifs :

$$L \equiv \mathbb{N}_+^* \quad (5)$$

Tableau 1 ci-dessous récapitule la notation et les différentes variables représentant les données et indique leur désignation :

¹⁵ Les sources de nos données sont décrites en Annexe 1.

¹⁶ Nous utilisons le système international (SI) de notation des unités de bits.

Tableau 1 : Notation et désignation des variables décrivant les données

Variable	Désignation
k	Débit d'un lien dont l'unité est le bit (ou en un de ses multiples) par seconde. C'est une mesure de la quantité de données numériques transmises via le lien.
l	Distance en km à vol d'oiseau séparant le site du client locataire d'un lien et un point d'interconnexion au réseau/point de présence d'AT. C'est la longueur du lien.
t	Indice indiquant l'année.
$T(k, l; t)$	Tarif total de location en DZD d'un lien de débit k et de longueur l durant l'année de signature du contrat t .
$A(k; t)$	Charge d'accès en DZD à l'offre de liens loués. Cette charge est non récurrente, redevable au moment de la mise en service du lien et ne dépend que du débit k du lien.
$F(k; t)$	Redevance mensuelle en DZD pour la location d'un lien de débit k durant l'année t . Cette charge ne dépend que du débit du lien.
$V(k, l; t)$	Redevance mensuelle en DZD pour la location d'un lien de débit k et de longueur l durant l'année t .
$v(k; t)$	Prix au km en DZD d'un lien de débit k durant l'année t . Ce prix représente la pente de la redevance mensuelle $V(k, l; t)$ décrite dans l'équation (1).

Source : Auteurs

3.3. ANALYSE PRÉLIMINAIRE

Dans le reste de cette section, nous examinons les propriétés statistiques générales de ces données. Dans un premier temps, nous nous attacherons à examiner l'évolution dans le temps des trois composants fondamentaux qui structurent les schémas de tarification de l'accès au service de location de liens nationaux appliqués par AT, à savoir A , F et v (Cf. Tableau 1 ci-dessus)¹⁷. Nous allons ensuite nous focaliser sur les relations entre ces composants telles qu'elles se reflètent dans les coefficients de corrélation car c'est précisément celles-ci que nous allons analyser de façon plus approfondie à l'aide de techniques économétriques dans la prochaine section.

À des fins d'analyse statistique et économétrique, nous avons organisé notre base de données sous la forme d'une coupe longitudinale répétée dans le temps. Nos données constituent donc un ensemble de coupes transversales temporelles (*pooled cross-sectional time-series data*) ou plus précisément, comme les « entités » statistiques observées dans le temps sont les mêmes, des données de panel (*panel data*). Cependant, dans cet article, nous avons traité ces données à l'aide de méthodes d'estimation économétriques simples, les Moindres Carrés Ordinaires (MCO)¹⁸. Notre base de données s'écrit donc $\{(A_i, F_i, v_i), i = 1, 2, \dots, 81\}$ où l'indice i est obtenu en croisant les 9 niveaux de débit (Cf. Equation (3)) et les 9 années pour lesquelles nous avons des observations sur tous ces débits (Cf. Equation (4)), permettant ainsi d'avoir un échantillon ayant un nombre d'observations égale à 81 (9×9)¹⁹.

Nous examinons à présent l'évolution dans le temps des trois composants A , F et v des tarifs des liens loués. Figures A_i , $i = 1, 2, \dots, 9$ données en Annexe 3 exhibent les niveaux de ces composants pour chacun des débits offerts par AT de 2008 à 2016 et Tableaux 2, 3 et 4 ci-dessous donnent quant à eux les pourcentages de baisse annuels respectifs de ces composants. Certains traits de ces données nous semblent intéressants à relever ici. On note d'abord que les processus d'évolution des tarifs des liens de bas débits ($k \leq 512 \text{ Kbits}$) et ceux des liens de hauts débits ($k \geq 1 \text{ Mbit}$) sont relativement similaires. Sur les 9 années couvertes par notre échantillon, ces tarifs ont connu une tendance générale à la baisse avec un taux moyen de 5,80%, 12,32% et 9,37% pour les composants A , F et v respectivement. Ensuite, on observe qu'en 2012 la partie non récurrente A des tarifs des liens de tous les débits a connu une forte baisse de moyenne égale à 52,21% atteignant un maximum de 66,67% pour les liens de 512 $Kbits$.

¹⁷ Pour simplifier la notation et la présentation des résultats, nous faisons abstraction des arguments k et t de ces composants.

¹⁸ Dans un travail de recherche futur, nous exploiterons davantage cette double dimension, longitudinale et temporelle, des données en utilisant des méthodes d'estimation de panels dynamiques.

¹⁹ Le Tableau A1 donné en Annexe 2 présente les statistiques descriptives des données telles qu'elles sont décrites par les variables A , F et v .

Tableau 2 : Pourcentages de baisse annuels de la redevance non récurrente $A(k, t)$ *

Débit Année	64 Kbits	128 Kbits	25 Kbits	512 Kbits	1 Mbit	2 Mbits	34 Mbits	155 Mbits	620 Mbits
2009	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2010	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2011	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2012	00,00	40,00	57,14	66,67	50,00	53,85	50,00	50,00	50,00
2013	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2014	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2015	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2016	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00

* Chaque entrée de ce tableau donne, pour le débit k indiqué en colonne et l'année t indiquée en ligne, la valeur absolue du taux de variation annuel de A : $\tau_{t,k}^A = [(A(k, t) - A(k, t - 1))/A(k, t - 1)] \times 100 \leq 0$.

Source : Auteurs

Tableau 3 : Pourcentages de baisse annuels de la redevance mensuelle $F(k, t)$ *

Débit Année	64 Kbits	128 Kbits	25 Kbits	512 Kbits	1 Mbit	2 Mbits	34 Mbits	155 Mbits	620 Mbits
2009	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2010	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,58
2011	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2012	15,00	12,50	11,67	12,50	10,00	11,82	11,82	11,76	11,76
2013	58,24	45,43	48,87	38,43	30,00	30,00	76,00	41,67	61,11
2014	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	08,57	00,00
2015	10,00	10,00	10,00	10,00	27,14	22,86	25,00	66,25	22,86
2016	09,98	09,99	10,00	10,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00

* Chaque entrée de ce tableau donne, pour le débit k indiqué en colonne et l'année t indiquée en ligne, la valeur absolue du taux de variation annuel de F : $\tau_{t,k}^F = [(F(k, t) - F(k, t - 1))/F(k, t - 1)] \times 100 \leq 0$.

Source : Auteurs

Tableau 4 : Pourcentages de baisse annuels de la redevance au km $v(k, t)$ *

Débit Année	64 Kbits	128 Kbits	25 Kbits	512 Kbits	1 Mbit	2 Mbits	34 Mbits	155 Mbits	620 Mbits
2009	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2010	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	01,96	01,96
2011	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00
2012	17,65	17,65	17,65	17,65	10,77	5,88	05,88	20,00	13,33
2013	30,00	30,00	30,00	30,00	74,14	25,00	12,50	12,50	23,08
2014	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	00,00	02,86	00,00
2015	10,20	10,20	10,20	10,20	10,00	17,50	35,71	20,59	64,00
2016	09,09	09,09	09,09	09,09	09,63	09,90	10,00	10,00	10,00

* Chaque entrée de ce tableau donne, pour le débit k indiqué en colonne et l'année t indiquée en ligne, la valeur absolue du taux de variation annuel de v : $\tau_{t,k}^v = [(v(k, t) - v(k, t - 1))/v(k, t - 1)] \times 100 \leq 0$.

Source : Auteurs

Concernant les deux composants récurrents des tarifs F et v , nous observons que sur les périodes 2012-2013 et 2015-2016, ils ont connu de fortes baisses. Le composant F a connu des baisses de moyennes de 29,92% et 18,84% durant les périodes 2012-2013 et 2015-2016 respectivement. Ces baisses atteignent les maximas de 76% en 2013 pour le lien de 34 *Mbits* et de 66,25% en 2015 pour le lien de 155 *Mbits*. La redevance au km, v , quant à elle a connu des baisses durant ces deux périodes de moyennes égales à 21,87% et 15,25% respectivement. Ces baisses ont atteint les maximas de 74,14% en 2013 pour le lien de 1 *Mbit* et de 64% en 2015 pour le lien de 620 *Mbits*.

Après cette synthèse de la variation temporelle des trois composants des tarifs, nous nous intéressons à présent aux relations entre ces composants. Tableau 5 ci-dessous donne les coefficients de corrélation entre

ces composants. Ce tableau montre qu'il existe une forte corrélation entre ces différents composants de la tarification. Le coefficient de corrélation entre la partie fixe mensuelle F et la pente v (le prix au km) de la partie variable mensuelle V , égal à 0,98, montre que les diminutions de ces deux composants des tarifs sont allées de pair. Il en est de même de la partie non récurrente A qui est fortement et positivement corrélée avec les deux parties précédentes (coefficients de corrélation égaux à 0,97). Au vu de ces résultats et de notre précédente analyse de l'évolution des tarifs, nous pouvons inférer que durant la période couverte par nos données (2008-2016), AT a appliqué une réduction des tarifs des liens loués dans leur globalité ou plus précisément en appliquant des baisses simultanées aux trois composants de ces tarifs. Dans la prochaine section, nous approfondissons l'analyse des relations entre ces composants.

Tableau 5 : Coefficients de corrélation

Variable	A	F	v
A	1		
F	0,97	1	
v	0,97	0,98	1

Source : Auteurs

4. ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

Un important objectif de l'économétrie est d'interpréter les liens entre variables économiques comme des relations de causalité et d'ajuster/estimer des modèles représentant ces relations à/avec des données sur ces variables. Ces relations causales sont sensées décrire la structure du processus économique implicite et souvent complexe qui a engendré les données observées²⁰. Aussi, afin de donner autant de contenu structurel que possible aux relations entre les variables décrivant les données sur les tarifs, nous transformons les tarifs du dinar « courant » au dinar « constant » en utilisant un déflateur²¹. L'hypothèse théorique sous-jacente est que cette transformation permet de tenir compte de l'impact des fluctuations du niveau général des prix sur la perception de la valeur des biens et services par les agents économiques et donc sur leurs décisions d'échange.

Une autre transformation de ces variables de coût de location des liens, ainsi exprimés en termes « réels », que nous avons réalisée préalablement à l'analyse économétrique est de les représenter en logarithme naturel/népérien. La conséquence du passage de l'échelle linéaire à l'échelle logarithmique est double. D'une part, cette transformation étant monotone croissante, elle permet d'atténuer l'impact des différences dans les ordres de grandeur des variables²² sur les résultats quantitatifs des estimations sans toutefois altérer les résultats qualitatifs. D'autre part, elle permet d'interpréter les coefficients estimés comme des élasticités de la variable dépendante par rapport aux variables indépendantes correspondantes²³. Dans le reste de cette section, nous présentons les différentes étapes de notre investigation économétrique.

4.1. TESTS DE CAUSALITÉ

Dans la section précédente (Section 3), nous avons vu que les trois composants des tarifs étaient fortement corrélés. Est-ce pour autant qu'on peut dire que ces composants sont dans des relations de causalité ? La réponse bien évidemment est non car nous savons que l'existence d'une corrélation est une condition nécessaire mais pas suffisante pour l'existence d'un lien de causalité. La prochaine étape de notre analyse est alors d'approfondir l'investigation de l'existence de relations causales entre ces variables en appliquant le test de causalité au sens de Granger. Tableau 6 ci-dessous synthétise les résultats d'un test de Wald²⁴

²⁰ Il s'agit du processus désigné dans la littérature par « Processus de Génération de Données ».

²¹ Le déflateur que nous utilisons a été extrait des publications de l'Office National des Statistiques.

²² C'est le cas ici de la variable A qui représente une redevance payable une et une seule fois à la signature d'un contrat de location d'un lien et de la variable F qui est une charge payable mensuellement ou encore de la variable v qui représente le prix au km applicable à la longueur totale du lien.

²³ En effet, dans la régression simple $\ln y = \beta_0 + \beta_1 \ln x + u$, nous avons $\beta_1 = d \ln y / d \ln x = (dy/y)/(dx/x)$, i.e., le coefficient β_1 représente l'élasticité de la variable dépendante y par rapport à la variable indépendante x , i.e., la variation relative (en %) de y consécutive à une variation relative de 1% de x .

²⁴ La distribution asymptotique de cette statistique de Wald, désignée par W dans Tableau 6, est une loi de χ^2 . Rappelons que le test de causalité de Granger examine, dans des séries chronologiques relativement longues et stationnaires, si la connaissance des valeurs passées d'une variable donnée x est utile pour prédire une autre variable y étant donnée la connaissance des valeurs passées de cette dernière. La méthode qui est généralement utilisée pour mettre en œuvre ce test consiste à estimer une régression de y sur ses propres

d'existence d'une relation de causalité au sens de Granger entre les paires de variables (A, F) , (A, v) et (F, v) . Ces résultats suggèrent qu'il existe une relation de causalité bidirectionnelle entre les trois composants des tarifs pris deux à deux.

Il convient d'indiquer ici que nous n'avons pas la prétention de vouloir extraire de nos données toute l'information pertinente sur l'existence d'une causalité au sens de Granger entre les variables représentant les composants des tarifs. On peut évoquer plusieurs raisons pour lesquelles les résultats de notre test de causalité devraient être pris avec précaution, y compris le fait que nous avons construit notre échantillon statistique en combinant les dimensions longitudinale (9 niveaux de débit) et temporelle (9 années d'observation) des données que nous avons pu recueillir. Il persiste néanmoins un intérêt pour nous d'effectuer ce test qui est celui d'examiner si nous pouvions légitimement utiliser les variables représentant les composants des tarifs des liens, A, F et v , pour spécifier des modèles économétriques, i.e., des relations mathématiques ayant un sens causal économique.

Tableau 6 : Tests de causalité (χ^2)

$H_0: x \not\rightarrow y^*$	Statistique W
$A \not\rightarrow F$	16,89**
$F \not\rightarrow A$	73,81**
$A \not\rightarrow v$	19,45**
$v \not\rightarrow A$	38,48**
$F \not\rightarrow v$	54,03**
$v \not\rightarrow F$	28,73**

* $H_0: x \not\rightarrow y$ signifie « x ne cause pas y ».

**Rejet de H_0 au seuil statistique de 5%.

Source : Auteurs

4.2. PROCÉDURE DE SÉLECTION DE MODÈLES

Même si ces résultats, indiquant de façon univoque l'existence de relations de causalité de nature absolument quasi-symétrique²⁵ entre les trois variables représentant les tarifs des liens, sont une bonne nouvelle en soi, ils ne nous permettent malheureusement pas de les classer en variables potentiellement dépendantes et potentiellement indépendantes lorsqu'il s'agit de spécifier un modèle économétrique. L'approche que nous adoptons alors consiste à estimer les neuf modèles possibles qu'on peut construire à partir des trois variables A, F et v (Cf. Tableau 7 ci-dessous) et d'appliquer une procédure simple de sélection de modèles basée sur des critères classiques²⁶. Tableaux A2-A10 donnés en Annexe présentent les résultats de ces estimations.

Nous structurons la procédure de sélection du modèle économétrique qui ajuste au mieux les données sous la forme d'une compétition en deux étapes. La première étape est un tour éliminatoire dans lequel nous sommes en mesure d'appliquer des tests d'hypothèses emboîtées²⁷ basés sur les lois de Student et de Fisher pour mettre en concurrence chacun des trois modèles à deux variables indépendantes avec chacun des deux modèles à une variable indépendante emboîtés dans celui-ci. Plus spécifiquement, il s'agit de tester le modèle M1 contre les modèles M2 et M3, le modèle M4 contre les modèles M5 et M6 et enfin le modèle M7 contre les modèles M8 et M9. La deuxième étape va mettre en concurrence les modèles sortant vainqueurs du premier tour et qui sont, quant à eux, des modèles non emboîtés. Afin de discriminer entre ces derniers

valeurs retardées et les valeurs retardées de x et de tester par un test de Fisher l'hypothèse nulle que les coefficients estimés des valeurs retardées de x sont tous égaux à zéro contre l'hypothèse alternative qu'au moins un de ces coefficients est non nul. Pour plus de détails sur les résultats de ce test et de façon générale sur tous les résultats empiriques présentés dans ce papier, contacter les auteurs.

²⁵ Les « degrés » de rejet de l'hypothèse de non existence d'une relation de causalité au sens de Granger entre chacune des paires de variables sont en effet presque équivalents (Cf. Tableau 6).

²⁶ Dans cet article qui rend compte de notre première exploration des données, nous privilégions la simplicité à la sophistication des méthodes qui est souvent synonyme de complexité.

²⁷ De façon générale, deux modèles de régression linéaire sont « non emboîtés » si aucun des modèles ne peut être obtenu en imposant des restrictions simples sur les paramètres de l'autre, i.e., leur nullité. Si au contraire, le passage de l'un à l'autre de ces deux modèles est possible par des restrictions simples telles que l'exclusion de certaines variables indépendantes, on dit que les modèles sont « emboîtés ».

modèles, nous allons là-aussi privilégier la simplicité et utiliser des critères classiques de qualité de l'ajustement linéaire et de précision des estimations plutôt que des tests d'hypothèses non emboîtées²⁸.

Tableau 7 : Modèles estimés

Modèle	Variable dépendante	Variable(s) indépendante(s)
M1	A	F, v
M2	A	F
M3	A	v
M4	F	A, v
M5	F	A
M6	F	v
M7	v	A, F
M8	v	A
M9	v	F

Source : Auteurs

4.3. PREMIER TOUR DE SÉLECTION DE MODÈLES

4.3.1. Choix de modèle dans l'ensemble {M1, M2, M3}

Les résultats de l'estimation par les MCO du modèle M1, présentés dans Tableau A2 en Annexe, montrent qu'un test de Fisher rejette l'hypothèse²⁹ que les variables F et v n'ont, simultanément, pas de pouvoir explicatif lorsqu'il s'agit de prédire la variable A . Ce résultat peut être interprété comme le rejet de l'hypothèse nulle qu'aucun des deux modèles M2 et M3 n'est valide contre l'hypothèse alternative qu'au moins un des deux est valide. Comme M2 et M3 sont tous deux emboîtés dans M1, la validité simultanée des deux est bien entendu synonyme de celle du modèle M1. Toutefois, que nous dit ce résultat sinon que dans le lot de modèles {M1, M2, M3} se trouve au moins un qui ajuste les données de façon satisfaisante ? Il ne nous donne en effet aucune indication sur la question de la performance relative de ces modèles, question pertinente dans le contexte de sélection de modèles qui est le notre. Pour tenter de progresser sur cette question, nous allons nous appuyer sur le test de Student.

Ce test appliqué au coefficient associé à la variable indépendante F rejette l'hypothèse nulle que celui-ci est égal à zéro contre l'hypothèse alternative bidirectionnelle que ce coefficient est différent de zéro³⁰. L'interprétation de ce résultat statistique en termes de choix de modèles est que M3 est moins performant que M1 ou M2. En effet, si le coefficient associé à la variable F est nul, le test de Fisher ayant rejeté l'hypothèse que celui associé à la variable v l'est aussi, alors l'hypothèse nulle de ce test est la validité du modèle M3. L'hypothèse alternative est que le coefficient associé à F est non nul. Dans ce cas, si le coefficient associé à la variable v est égal à zéro, cette hypothèse alternative porte sur la validité de M2 et si ce coefficient est différent de zéro elle porte sur la validité de M1. Le même type de raisonnement peut être développé à partir du test de Student appliqué au coefficient associé à la variable indépendante v . Ce test nous permet de conclure que M2 est moins performant que M1 ou M3³¹. Par conséquent, dans l'ensemble de modèles {M1, M2, M3}, notre choix se porte sur M1 car c'est le seul qui n'est jamais dominé³².

²⁸ Pour une revue des tests de sélection de ce type de modèles, cf. Pesaran et Weeks (2001).

²⁹ La valeur de la statistique de Fisher pour ce test est $F(2,78) = 862,59$ (Cf. Tableau A2 en Annexe 4) alors que la valeur critique au seuil de 5% est égale à 3,11.

³⁰ La valeur de la statistique de Student pour ce test est $t = 5,61$ (Cf. Tableau A2 en Annexe 4) alors que la valeur critique au seuil de 5% est égale à 1,99.

³¹ La valeur de la statistique de Student pour ce test est $t = 9,00$ (Cf. Tableau A2 en Annexe 4) alors que la valeur critique au seuil de 5% est égale à 1,99.

³² Une brève analyse formelle permet d'arriver à ce choix. Notons $M_i > M_j$, $i, j = 1,2,3; i \neq j$ pour signifier que le modèle M_i est « statistiquement préféré » au modèle M_j . Alors que le test de Fisher nous dit que le meilleur de ces trois modèles est indéterminé, les deux tests de Student impliquent trois configurations possibles, $M_1 > M_3$ et $M_1 > M_2$, $M_1 > M_3$ et $M_3 > M_2$, et $M_2 > M_3$ et $M_1 > M_2$ et une configuration contradictoire, $M_2 > M_3$ et $M_3 > M_2$. Aucun des modèles M2 et M3 n'a donc de chance d'être préféré avec une probabilité supérieure ou égale à 5% au modèle M1.

4.3.2. Choix de modèle dans l'ensemble {M4, M5, M6}

L'application des MCO au modèle M4 conduit aux résultats présentés dans Tableau A5 en Annexe. Ces résultats montrent que l'hypothèse que les variables A et v ne sont pas pertinentes pour expliquer la variable F est rejetée par le test de Fisher³³. Ce résultat indique le rejet de l'hypothèse nulle qu'aucun des deux modèles M5 et M6 n'est valide contre l'hypothèse alternative qu'au moins un des deux est valide. Les modèles M5 et M6 étant tous deux emboîtés dans M4, leur validité simultanée est équivalente à celle du modèle M4. Ceci entraîne que dans le lot de modèles {M4, M5, M6} se trouve au moins un qui ajuste les données de façon satisfaisante. Nous allons nous appuyer sur le test de Student pour sélectionner le meilleur parmi ces trois modèles.

Le test de Student appliqué à la variable indépendante A rejette l'hypothèse nulle que celui-ci est égal à zéro contre l'hypothèse alternative bidirectionnelle que ce coefficient est différent de zéro³⁴. L'interprétation de ce résultat est que M6 est moins performant que M4 ou M5. En effet, si le coefficient associé à la variable A est nul, le test de Fisher ayant rejeté l'hypothèse que celui associé à la variable v l'est aussi, alors l'hypothèse nulle de ce test implique la validité du modèle M6. L'hypothèse alternative est que le coefficient associé à A est non nul. Dans ce cas, si le coefficient associé à la variable v est égal à zéro, cette hypothèse alternative est synonyme de la validité de M5 et si ce coefficient est différent de zéro elle est synonyme de la validité de M4.

L'application du test de Student au coefficient associé à la variable indépendante v ne rejette pas l'hypothèse nulle que ce coefficient est égal à zéro³⁵. Le modèle M5 est donc préféré à M4 et M6³⁶ car si M5 était préféré uniquement à M4 ou M6 l'hypothèse alternative serait acceptée et ceci contredirait le non rejet de l'hypothèse nulle. En regroupant les résultats du test de Student appliqué aux coefficients associés aux variables indépendantes A et v nous arrivons à la situation dans laquelle M5 est le meilleur modèle mais que M4 et M6 sont interchangeables dans le sens où dans un cas M4 est préféré à M6 et dans un autre c'est M6 qui est le préféré³⁷. Dans ce cas, le modèle M5 est celui qui est retenu.

4.3.3. Choix de modèle dans l'ensemble {M7, M8, M9}

Les résultats de l'estimation par les MCO du modèle M7 sont présentés dans Tableau A8 en Annexe. Le test de Fisher rejette l'hypothèse³⁸ que les variables A et F n'ont, simultanément, pas de pouvoir explicatif pour prédire la variable v . Ce résultat indique le rejet de l'hypothèse nulle qu'aucun des deux modèles M8 et M9 n'est valide contre l'hypothèse alternative qu'au moins un des deux est valide. Comme M8 et M9 sont tous deux emboîtés dans M7, la validité simultanée des deux est synonyme de celle du modèle M7. Ce test de Fisher nous dit que l'ensemble de modèles {M7, M8, M9} contient au moins un modèle satisfaisant. Appliquons le test de Student pour discriminer parmi ces trois modèles.

Ce test appliqué au coefficient associé à la variable indépendante A rejette l'hypothèse nulle que celui-ci est égal à zéro contre l'hypothèse alternative bidirectionnelle que ce coefficient est différent de zéro³⁹. L'interprétation est que le modèle M9 est moins performant que M7 ou M8. En effet, si le coefficient associé à la variable A est nul, le test de Fisher ayant rejeté l'hypothèse que celui associé à la variable F l'est aussi,

³³ La valeur de la statistique de Fisher pour ce test est $F(2,78) = 416,67$ (Cf. Tableau A5 en Annexe 4) alors que la valeur critique au seuil de 5% est égale à 3,11.

³⁴ La valeur de la statistique de Student pour ce test est $t = 5,61$ (Cf. Tableau A5 en Annexe 4) alors que la valeur critique au seuil de 5% est égale à 1,99.

³⁵ La valeur critique est égale à 1,99 et est supérieure à la valeur de la statistique de Student $t = 1,54$.

³⁶ Une attitude qu'on pourrait qualifier de « tolérante » consisterait à augmenter le seuil de confiance statistique du test de 5 à 13%. Dans ce cas, l'hypothèse nulle que ce coefficient est égal à zéro est rejetée, car la statistique de Student pour ce test est $t = 1,54$ (Cf. Tableau A5 en Annexe 4) alors que la valeur critique au seuil de 13% est égale à 1,53, et le même type de raisonnement que celui développé pour le coefficient de la variable A nous permettrait de conclure grâce à ce test que M5 est moins performant que M4 ou M6. Notre choix de modèle au sein de l'ensemble {M4, M5, M6} se porterait alors sur M4 qui serait le seul modèle dans cet ensemble à ne pas être dominé par l'un des deux autres. Ajoutons qu'une analyse formelle similaire à celle décrite dans la note de bas de page 32 permet de clarifier pourquoi aucun des modèles M5 et M6 n'a de chance d'être préféré avec une probabilité supérieure ou égale à 13% au modèle M4.

³⁷ En effet, le test de Student qui est appliqué à A implique que $M4 > M6$ ou $M5 > M6$ et celui qui est appliqué à v implique que $M5 > M4$ et $M5 > M6$. La fusion de ces deux ensembles d'implications entraîne le résultat énoncé dans le texte, i.e., $M5 > M4 > M6$ ou $M5 > M6 > M4$.

³⁸ La valeur de la statistique de Fisher pour ce test est $F(2,78) = 622,84$ (Cf. Tableau A8 en Annexe 4) alors que la valeur critique au seuil de 5% est égale à 3,11.

³⁹ La valeur de la statistique de Student pour ce test est $t = 9,00$ (Cf. Tableau A8 en Annexe 4) alors que la valeur critique au seuil de 5% est égale à 1,99.

alors l'hypothèse nulle de ce test reflète la validité du modèle M9. L'hypothèse alternative est que le coefficient associé à A est non nul. Dans ce cas, si le coefficient associé à la variable F est égal à zéro, cette hypothèse alternative indique la validité de M8 et si ce coefficient est différent de zéro elle indique la validité de M7.

L'application du test de Student au coefficient associé à la variable indépendante F ne rejette quant à elle pas l'hypothèse nulle qu'il est égal à zéro⁴⁰. Donc le modèle M8 est préféré aussi bien à M7 qu'à M9⁴¹. En effet, si M8 était préféré uniquement à M7 ou M9, l'hypothèse alternative serait acceptée et ceci contredirait le non rejet de l'hypothèse nulle. En juxtaposant les résultats du test de Student appliqué aux coefficients associés aux variables indépendantes A et F nous arrivons à la situation dans laquelle M8 est le meilleur modèle mais que nous ne pouvons pas discriminer entre M7 et M9 car dans un cas M7 est préféré à M9 et dans un autre c'est M9 qui est le préféré⁴². Nous sélectionnons alors le modèle M8 qui est celui qui, dans l'ensemble de modèles {M7, M8, M9}, n'est jamais dominé.

4.4. SECOND TOUR DE SÉLECTION DE MODÈLE

Comme nous venons de le voir, le premier tour de la procédure de sélection de modèles a fait ressortir les modèles M1, M5 et M8 comme les plus performants dans l'ensemble des neuf modèles estimés. Comme on peut le voir, ces trois modèles restant en lice après le premier tour de sélection sont non emboîtés dans le sens où il n'est pas possible de passer de l'un à l'autre des modèles en imposant de simples restrictions sur les paramètres. Par conséquent, pour discriminer entre ces modèles nous allons nous appuyer sur les critères de qualité d'ajustement linéaire et de précision qui sont donnés dans Tableau 8 ci-dessous. Ce tableau donne en deuxième colonne la valeur du R-carré ajusté pour le nombre de variables indépendantes⁴³, \bar{R}^2 , associé au modèle indiqué en première colonne et en troisième colonne la valeur de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne, $REQM$, de ce modèle.

Tableau 8 : Critères de sélection de modèles non emboîtés

Modèle	\bar{R}^2	$REQM$
M1	0,960	0,405
M5	0,911	0,617
M8	0,939	0,647

Source : Auteurs

Il convient de rappeler ici que le coefficient de détermination élevé au carré (ici ajusté pour le nombre de variables indépendantes) est une mesure de la part des fluctuations de la variable dépendante expliquée par celles des variables indépendantes du modèle. Il donne donc une bonne indication de la qualité de l'ajustement linéaire aux données que permet le modèle. La racine carrée de l'erreur quadratique moyenne quant à elle est une bonne mesure de la précision des estimations fournies par le modèle car elle exprime l'erreur moyenne de prévision de la variable dépendante du modèle. Il apparaît clairement que le modèle

⁴⁰ La valeur critique est égale à 1,99 et est supérieure à la valeur de la statistique de Student $t = 1,54$.

⁴¹ Là aussi, une attitude qu'on pourrait qualifier de « tolérante » consisterait à augmenter le seuil de confiance statistique du test de 5 à 13%. Dans ce cas, l'hypothèse nulle que ce coefficient est égal à zéro est rejetée, car la statistique de Student pour ce test est $t = 1,54$ (Cf. Tableau A8 en Annexe 4) alors que la valeur critique au seuil de 13% est égale à 1,53, et le même type de raisonnement que celui développé pour le coefficient de la variable A nous permettrait de conclure grâce à ce test que M8 est moins performant que M7 ou M9. Notre choix de modèle au sein de l'ensemble {M7, M8, M9} se porterait alors sur M7 qui serait le seul modèle dans cet ensemble à ne pas être dominé par l'un des deux autres. Ajoutons qu'une analyse formelle similaire à celle décrite dans la note de bas de page 32 permet de clarifier pourquoi aucun des modèles M8 et M9 n'a de chance d'être préféré avec une probabilité supérieure ou égale à 13% au modèle M7.

⁴² En effet, le test de Student qui est appliqué à A implique que $M7 > M9$ ou $M8 > M9$ et celui qui est appliqué à F implique que $M8 > M7$ et $M8 > M9$. La prise en compte simultanée de ces deux ensembles d'implications entraîne le résultat énoncé dans le texte, i.e., $M8 > M7 > M9$ ou $M8 > M9 > M7$.

⁴³ Comme la sélection implique la comparaison de modèles à deux variables indépendantes et de modèles à une variable indépendante, nous utilisons le R-bar carré (\bar{R}^2), qui, contrairement au R carré (R^2), n'est pas monotone croissant par rapport au nombre de variables indépendantes.

M1, ayant le plus grand \bar{R}^2 et le plus petit $REQM$, sort vainqueur de ce deuxième tour et donc de ce concours entre les neuf modèles⁴⁴.

4.5. MODÈLE RETENU

Le modèle retenu par la procédure de sélection est le modèle M1 suivant :

$$\ln A = \beta_0 + \beta_1 \ln F + \beta_2 \ln v + u \quad (6)$$

qui, estimé par les MCO pour les données recueillies, nous permet d'écrire l'équation de prévision de la variable A , la redevance non récurrente du tarif des liens loués, suivante⁴⁵ :

$$\ln \hat{A} = 4,879721 + 0,3547662 \ln F + 0,4507592 \ln v \quad (7)$$

Le R^2 du modèle indique qu'une proportion de 96% des variations de cette redevance non récurrente est expliquée par les variations de la redevance mensuelle F et de la redevance au km v , c'est dire si ces deux variables sont de puissants prédicteurs de A . Le test de Fisher rejette largement l'hypothèse que ces variables indépendantes prises ensemble (en incluant la constante β_0) n'ont pas de pouvoir explicatif sur la variable dépendante⁴⁶. Lorsque c'est la pertinence de chacune de ces deux variables qui est examinée séparément par un test de Student, les résultats sont sans appel : Chacune de ces variables F et v contribue significativement à expliquer la variable A .

L'équation estimée (7) ci-dessus montre qu'une augmentation de 1% de la redevance mensuelle conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une augmentation de la partie non récurrente de presque 0,36%. Une augmentation de 1% du prix unitaire au km quant à elle, conduit, *ceteris paribus*, à une augmentation d'un peu plus de 0,45% de cette partie non récurrente. Notons enfin que les résultats suggèrent que la partie récurrente A est, dans le jargon économique, relativement « inélastique » dans le sens où une augmentation simultanée de 1% de la redevance mensuelle F et du prix unitaire au km entraîne une augmentation de cette partie non récurrente de moins de 1%⁴⁷.

5. CONCLUSION

Ce papier rend compte de notre première tentative d'interprétation économique de la politique d'interconnexion de l'opérateur historique Algérie Télécom qui s'appuie sur l'analyse statistique et économétrique d'une base de données sur la tarification d'un des services les plus représentatifs de l'offre d'accès au réseau de cet opérateur, à savoir, les liens loués. Cette base de données a été constituée à partir d'informations que nous avons essentiellement recueillies auprès du régulateur (l'ARPCE) concernant les liens de débit allant de 64 Kbits à 620 Mbits qu'a offerts AT durant les années 2008 à 2016.

Face à une demande croissante pour l'accès aux liens loués, nourrie notamment par l'introduction des 3^{ème} et 4^{ème} générations du mobile et l'arrivée sur le marché de fournisseurs de services alternatifs considérablement actifs, notamment les fournisseurs de services à valeur ajoutée, Algérie Télécom a consenti d'importants efforts pour substituer ce service à ceux qu'elle offrait traditionnellement sur le marché aval en accompagnant ce positionnement par des tarifs attractifs. Ainsi, durant la période couverte par l'échantillon de données que nous avons analysé, cette entreprise a réduit ses tarifs des liens loués de façon générale et relativement continue. Cette baisse tendancielle des tarifs soulève toutefois deux questions. D'une part, en

⁴⁴ Signalons au passage qu'en appliquant uniquement ces deux critères le modèle M1 demeure le meilleur parmi les neuf modèles, ce qui donne de la cohérence à notre procédure de sélection en deux étapes. Indiquons par ailleurs que si nous avons augmenté le seuil de tolérance statistique de 5 à 13%, le tour final aurait vu un affrontement entre les trois modèles à 2 variables indépendantes M1, M4 et M7 et, là aussi, M1 en serait sorti vainqueur.

⁴⁵ Il est utile de rappeler ici que les variables ont été déflatées et transformées en logarithme naturel. Les résultats de l'estimation du modèle M1 sont donnés dans Tableau A2 en Annexe 4. Ici, nous présentons les valeurs des coefficients estimés à un niveau de précision supérieur à celles données dans ce tableau.

⁴⁶ Formellement, ce test rejette l'hypothèse nulle $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$ au profit de l'hypothèse alternative $H_1 : \beta_1 \neq 0$ et $\beta_2 \neq 0$, ou $\beta_1 \neq 0$ et $\beta_2 = 0$, ou $\beta_1 = 0$ et $\beta_2 \neq 0$, i.e., un de ces coefficients est différent de zéro.

⁴⁷ En effet, pour de petites variations, l'équation (7) nous permet d'écrire que $d\hat{A}/\hat{A} = \hat{\beta}_1(dF/F) + \hat{\beta}_2(dv/v)$, où $\hat{\beta}_1$ et $\hat{\beta}_2$ sont les coefficients estimés des paramètres β_1 et β_2 respectivement. Par conséquent, une augmentation simultanée de 1% de F et v entraîne une augmentation de \hat{A} de $(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2)\% = 0,81\%$.

tant qu'entreprise publique économique, Algérie Télécom n'a-t-elle pas engagé sa viabilité économique en baissant ses tarifs de façon permanente⁴⁸ ? D'autre part, la structure non linéaire et plus spécifiquement binomiale de ces tarifs n'implique-t-elle pas des arbitrages économiques entre leurs parties non récurrente et récurrentes qui feraient qu'elles évolueraient de façons différentes plutôt qu'en parallèle⁴⁹ ?

Face à cette situation qui *a priori* s'apparente à une contradiction entre la théorie et la pratique, notre attitude est de questionner davantage les données en, d'une part, leur imposant un maximum de « structure économique », d'autre part, en les traitant avec des méthodes statistiques et économétriques appropriées afin de mettre en lumière leurs propriétés les plus profondes et pertinentes. Ainsi, nous avons d'abord transformé les données afin de les exprimer en termes « réels » et de faciliter l'interprétation économique des résultats de leur analyse. Ensuite, nous avons procédé à une étude préliminaire purement statistique de leurs propriétés générales. Enfin, nous les avons analysées à l'aide de différentes méthodes économétriques afin de donner un contenu économique aux relations statistiques mises en évidence dans l'analyse préliminaire.

Dans ce papier nous avons exploré les données sur la redevance dont le client doit s'affranchir une et une seule fois l'année de signature du contrat, la redevance mensuelle fixe et le prix au km qui détermine la redevance mensuelle variable, afin de mettre en lumière les relations les plus significatives entre ces trois composants fondamentaux des tarifs des liens loués. L'analyse statistique préliminaire des données brutes a essentiellement montré que ces trois composants ont accusé une baisse tendancielle et que, comme on pouvait l'anticiper, étaient corrélés positivement. L'analyse économétrique « plus structurelle » a montré que le modèle qui établit une relation causale qui va des redevances récurrentes mensuelles fixe et variable (variables indépendantes) vers la redevance fixe non récurrente (variable dépendante) est celui qui ajuste le mieux les données. Le signe des coefficients estimés associés à ces variables indépendantes a également confirmé les corrélations positives. Que peut-on alors conclure de nos résultats ?

Concernant la question de la viabilité économique d'AT que l'on est en droit de poser au vu de la diminution continue des tarifs de ses liens observée durant près d'une décennie, celle-ci soulève une autre question qui est celle de l'évaluation des coûts et notamment des méthodes d'allocation des coûts communs aux différents services. En effet, pour savoir si cette diminution des tarifs des liens va au-delà de ce qui est économiquement soutenable, il est nécessaire d'estimer les coûts attribuables aux seuls liens, d'une part, et la portion des coûts communs qui est imputable à ces liens, d'autre part. Seuls ces estimations pourront nous permettre ensuite d'évaluer le coût incrémental moyen du service des liens loués pour chacun des débits que l'on comparera au tarif du lien afin de déterminer si le lien est rentable. Ces problématiques, d'une grande importance aussi bien pour l'opérateur historique que pour le régulateur algériens, se situent néanmoins hors du champ d'investigation de la recherche entreprise dans ce papier.

Qu'en est-il des éventuels arbitrages qui existeraient entre les parties fixe et variable des tarifs et qui impliquerait, contrairement à ce qui ressort de notre analyse, une corrélation plutôt négative entre ces deux éléments ? En guise de réponse à cette question, nous formulons un certain nombre d'observations qui vont également nous donner l'occasion de suggérer des directions d'extension et d'amélioration de notre recherche. La première observation est que la théorie nous enseigne que la relation entre les deux parties d'un tarif binomial mis en œuvre par un opérateur est endogène à l'environnement économique et institutionnel. Il est donc nécessaire d'identifier la structure de marché dans laquelle évolue AT, en particulier la nature de la concurrence vis-à-vis de ses clients⁵⁰, et de caractériser le contrat qui lie cette entreprise à l'ARPCE⁵¹ afin d'en tirer les conséquences quant au signe de la relation entre les deux parties de ses tarifs qu'on peut anticiper.

⁴⁸ Traditionnellement, les dépenses d'investissement et de modernisation du réseau, correspondant aux immobilisations (*Capital Expenditures*, CAPEX) valorisées sur le long terme, et les dépenses courantes d'exploitation de court terme de l'entreprise (*Operating Expenses*, OPEX) doivent être grosso modo couvertes par les parties non récurrente et récurrente fixes et récurrente variable des tarifs, respectivement.

⁴⁹ L'économie industrielle (Cf., e.g., Oi, 1971 et Tirole, 1994) nous enseigne qu'une firme possédant un pouvoir de monopole pourrait fixer la partie variable d'un tarif binomial en dessous du prix de monopole non-discriminant, celui qui égalise la recette marginale et le coût marginal, puis s'approprie, au moins partiellement, le gain des opérateurs concurrents en augmentant la partie fixe. Par ailleurs, les travaux de Ruina et Lujun (2017), Shi et al. (2009) et Vogelsang (1989) suggèrent que les parties fixe et variable peuvent être négativement corrélées.

⁵⁰ Nous remercions un évaluateur anonyme d'avoir soulevé ce point qui sera pris en compte dans nos travaux futurs.

⁵¹ Il est notamment important de tenir compte du caractère incitatif de ce contrat.

Par ailleurs, lorsque nous avons transformé les données afin de leur donner davantage de contenu économique et les avons analysées à l'aide de méthodes économétriques, nous avons trouvé que la variable dépendante A n'est que modérément sensible aux variables indépendantes F et v , plus spécifiquement, que la partie non récurrente du tarif est inélastique par rapport aux parties récurrentes. N'est-ce pas là un signe que la corrélation statistique positive entre ces deux parties du tarif n'est pas robuste à l'introduction de davantage de structure économique dans les données et à l'utilisation de méthodes d'analyse plus adéquates ? La réponse à cette question nécessite un approfondissement de nos travaux de recherche au moins dans trois directions.

Une amélioration possible de notre analyse consisterait à tenir compte distinctivement et explicitement des dimensions temporelle et longitudinale des données et d'appliquer des méthodes d'estimation de panels dynamiques telle que la méthode des moments généralisés⁵². Il serait également utile de tester si les variables indépendantes du modèle retenu ne sont pas endogènes à l'aide d'un test d'Hausman⁵³ et, dans le cas où il y aurait un problème d'endogénéité, élargir notre base de données pour notamment inclure des instruments qui nous permettraient d'améliorer la précision des estimations. Enfin, rappelons que dans cette première étude le modèle retenu a été sélectionné en utilisant des critères de qualité d'ajustement tout à fait standards pour choisir parmi des modèles non emboîtés. Une amélioration évidente consisterait alors à utiliser des tests qui tiennent compte de cette spécificité de non emboîtement, i.e., des tests d'hypothèses non emboîtées⁵⁴. Ces pistes d'approfondissement de notre investigation figurent sur notre futur agenda de recherche.

RÉFÉRENCES

1. Arellano M. et Bond S., (1991), *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, Review of Economic Studies, 58(2), pp. 277-297.
2. Arellano M. et Bover O., (1995), *Another look at the instrumental variable estimation of error-components models*, Journal of Econometrics, 68(1), pp. 29-51.
3. Armstrong M., Cowan S. et Vickers J.S., (1994), *Regulatory reform: Economic analysis and British experience*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
4. Baron D. et Myerson R., (1982), *Regulating a monopolist with unknown costs*, Econometrica, 50(4), pp. 911-930.
5. Baumol W.J., Panzar J.C. et Willig R.D., (1982), *Contestable markets and the theory of industry structure*, Harcourt Brace Jovanovitch, Inc., USA.
6. Baumol W.J. et Sidak J.G., (1994), *The pricing of inputs sold to competitors*, Yale Journal on Regulation, 11(1), pp. 171-202.
7. Boiteux M., (1956), *Sur la gestion des monopoles publics astreints à l'équilibre budgétaire*, Econometrica, Volume 24 N°1, pp. 22-40.
8. Bose A., Pal D. et Sappington D.E.M., (2017), *Pricing to preclude sabotage in regulated industries*, International Journal of Industrial Organization, 51(2), pp. 162-184.
9. Dewenter R. et Haucap J., (2007), *Access pricing: An introduction*, in *Access pricing: Theory and practice* par Dewenter et Haucap (Editeurs), Elsevier, USA.
10. Gans J.S., 2001, *Regulating private infrastructure investment: Optimal pricing for access to essential facilities*, Journal of Regulatory Economics, 20(2), pp. 167-189.
11. Gasmi F., Laffont J.J., Kennet M. et Sharkey W.W., (2002), *Cost proxy models and telecommunications policy: A new empirical approach to regulation*, The MIT Press, Cambridge, MA, USA.
12. Gasmi F., Laffont J.J. et Sharkey W.W., (1999), *Empirical evaluation of regulatory regimes in local telecommunications markets*, Journal of Economics and Management Strategy, 8(1), pp. 61-93.
13. Gautier A., (2007), *Network financing with two-part and single tariffs*, in *Access pricing: Theory and practice*, par Dewenter et Haucap (Editeurs), Elsevier, USA.
14. Grajek M. et Röller L.H., (2012), *Regulation and investment in network industries: Evidence from European telecoms*, Journal of Law and Economics, 55(1), pp. 189-216.

⁵² Cf. Arellano et Bond (1991) et Arellano et Bover (1995).

⁵³ Cf. Hausman (1978).

⁵⁴ Cf. Pesaran (2017).

15. Green J. et Laffont J.J., (1977), *Characterization of satisfactory mechanisms for the revelation of preferences for public goods*, *Econometrica*, 45(2), pp. 427-438.
16. Hausman J., (1978), *Specification tests in econometrics*, *Econometrica*, 46(6), pp. 1251-1271.
17. Hurwicz L., (1973), *The design of mechanisms for resource allocation*, *American Economic Review*, 63(2), pp. 1-30.
18. Inderst R. et Peitz M., (2014), *Investment under uncertainty and regulation of new access networks*, *Information Economics and Policy*, 26(1), pp. 28-41.
19. Laffont J.J. et Tirole J., (1986), *Using cost observations to regulate firms*, *Journal of Political Economy*, 94(3), pp. 614-641.
20. Laffont J.J. et Tirole J., (1993), *A theory of incentives in regulation and procurement*, The MIT Press, Cambridge, MA, USA.
21. Laffont J.J. et Tirole J., (2000), *Competition in telecommunications*, The MIT Press, Cambridge, MA, USA.
22. Lestage R. et Flasher D., (2014), *Infrastructure investment and optimal access regulation in the different stages of telecommunications market liberalization*, *Telecommunications Policy*, 38(1), pp. 569-579.
23. Loeb M. et Magat W.A., (1979), *A decentralized method for utility regulation*, *The Journal of Law and Economics*, 22(2), pp. 399-404.
24. Oi W.Y., (1971), *A Disneyland dilemma: Two-part tariffs for Mickey Mouse monopoly*, *The Quarterly Journal of Economics*, 85(1), pp. 77-96.
25. Pesaran M.H., (2017), *Non-nested hypotheses*, in *Econometrics* par Eatwell, Milgate, and Newman, The New Palgrave Book Series, USA, pp. 167-173.
26. Pesaran M.H. et Weeks M., (2001), *Non-nested hypotheses testing: An overview*, in *Companion to Theoretical Econometrics* par Baltagi, Basil Blackwell, USA.
27. Röller L.H. et Waverman L., (2001), *Telecommunications infrastructure and economic development: A simultaneous approach*, *American Economic Review*, 91(4), pp. 909-923.
28. Ruina Y. et Lujun L., (2017), *Two-part tariff contracting with competing unreliable suppliers in a supply chain under asymmetric information*, *Annals of Operations Research*, 257(1-2), pp. 559-585.
29. Shi B., Song Y., Liu C. et Luo Y., (2009), *Competition and evolution of linear and two-part tariff*, *Computers and Mathematics with Applications*, 57(11-12), pp. 1895-1900.
30. Shleifer A., (1985), *A theory of yardstick competition*, *The Rand Journal of Economics*, 16(3), pp. 319-327.
31. Sridhar K.S. et Sridhar V., (2007), *Telecommunications infrastructure and economic growth: evidence from developing countries*, *Applied Econometrics and International Development*, 7(2), pp. 37-61.
32. Tirole J., (1994), *The theory of industrial organization*, The MIT Press, Cambridge, MA, USA.
33. Vogelsang I., (1989), *Two-part tariffs as regulatory constraints*, *Journal of Public Economics*, 39(1), pp. 45-66.
34. Vogelsang I., (2003), *Price regulation of access to telecommunications networks*, *Journal of Economic Literature*, 41(3), pp. 830-862.
35. Vogelsang I., (2017), *The role of competition and regulation in stimulating innovation - Telecommunications*, *Telecommunications Policy*, 41(9), pp. 802-812.
36. Waverman L., Meschi M. et Fuss M., (2005), *The impact of Telecoms on economic growth in developing countries*, *Vodafone Policy Paper Series 2*(March), pp. 10-23.

ANNEXE 1 : SOURCE DES DONNÉES

Les données analysées dans cet article sont celles sur les tarifs de location des liaisons louées nationales d'Algérie Télécom durant les années 2008 à 2016. Ces tarifs ont été essentiellement extraits des catalogues d'interconnexion produits annuellement par cet opérateur et transmis à l'Autorité de Régulation de la Poste et des Télécommunications (ARPT) désormais portant la nouvelle appellation d'Autorité de Régulation de la Poste et des Communications Electroniques (ARPCE) depuis mai 2018.

ANNEXE 2 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A1 : Statistiques descriptives*

Variable	Moyenne	Min	Max	Écart-type	Médiane
<i>A</i>	6.782,22	180	60.000	14.380,43	420
<i>F</i>	6.807,65	34,51	61.560	14.997,04	480
<i>v</i>	112,64	0,48	918	232,37	5,35

*Les montants sont en milliers de *DZD* courants.

Source : Auteurs

ANNEXE 3 : ÉVOLUTION DE *A*, *F* ET *v* (2008-2016)

Figures A1-A9 ci-dessous, construites par les auteurs, représentent les valeurs en *DZD* courants des trois composants structurant les tarifs des liens loués d'Algérie Télécom, à savoir, la partie non récurrente, *A*, la partie mensuelle, *F* et la pente, *v* (prix au *km*), de la partie mensuelle, *V*, de 2008 à 2016 et pour chacun des 9 débits offerts. L'échelle de gauche de ces figures est celle de *A* et *F* et l'échelle de droite est celle de *v*.

Figure A1 : Niveaux (en *DZD*) de *A*, *F* et *v* : 64 Kbits

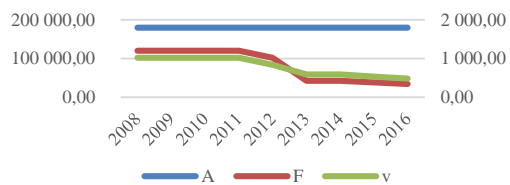


Figure A2 : Niveaux (en *DZD*) de *A*, *F* et *v* : 128 Kbits



Figure A3 : Niveaux (en *DZD*) de *A*, *F* et *v* : 256 Kbits

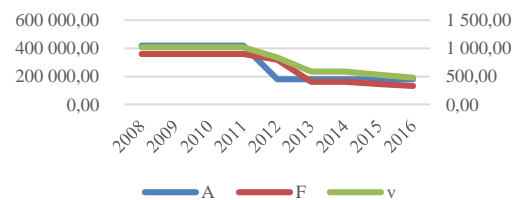


Figure A4 : Niveaux (en *DZD*) de *A*, *F* et *v* : 512 Kbits

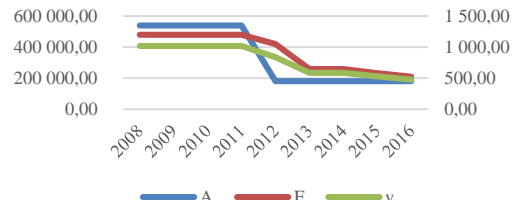


Figure A5 : Niveaux (en *DZD*) de *A*, *F* et *v* : 1 Mbit

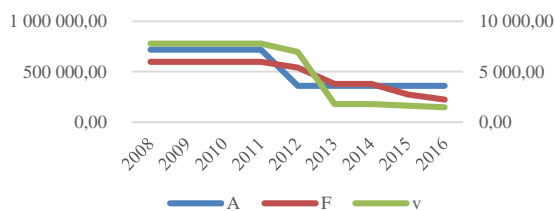


Figure A6 : Niveaux (en *DZD*) de *A*, *F* et *v* : 2 Mbits

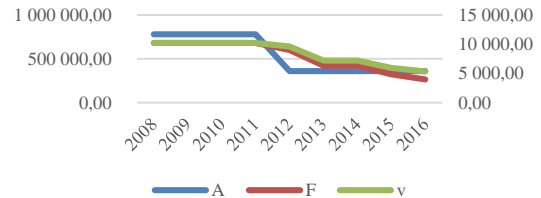
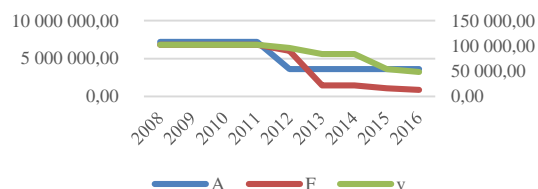
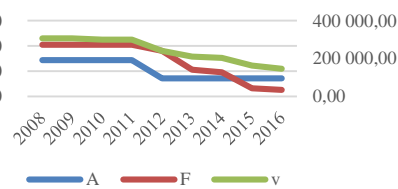
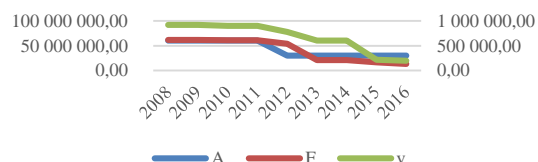


Figure A7 : Niveaux (en DZD) de A, F et v : 34 Mbits

Figure A8 : Niveaux (en DZD) de A, F et v : 155 Mbits

Figure A9 : Niveaux (en DZD) de A, F et v : 620 Mbits


ANNEXE 4 : ESTIMATIONS

Tableaux A2-A10 ci-dessous, établis par les auteurs, présentent les résultats de l'estimation par les MCO de chacun des 9 modèles, M1-M9 (Cf. Tableau 7 dans le texte). La variable dépendante de chacun de ces modèles est indiquée entre parenthèses dans le titre du tableau correspondant.

Tableau A2 : Modèle M1 (A)

Variable	Coefficient	Statistique t
<i>Cste</i>	4,88	10,51*
<i>F</i>	0,35	5,61*
<i>v</i>	0,45	9,00*
<i>Obs.</i>	81	
<i>F</i> (2,78)	862,59*	
(R^2 ; \bar{R}^2)	(0,957 ; 0,956)	
<i>REQM</i>	0,405	

*Rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5%.

Tableau A3 : Modèle M2 (A)

Variable	Coefficient	Statistique t
<i>Cste</i>	1,65	3,95*
<i>F</i>	0,89	28,58*
<i>Obs.</i>	81	
<i>F</i> (1,79)	816,81*	
(R^2 ; \bar{R}^2)	(0,912 ; 0,911)	
<i>REQM</i>	0,575	

*Rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5%.

Tableau A4 : Modèle M3 (A)

Variable	Coefficient	Statistique t
<i>Cste</i>	7,34	40,14*
<i>v</i>	0,71	34,96*
<i>Obs.</i>	81	
<i>F</i> (1,79)	1222,11*	
(R^2 ; \bar{R}^2)	(0,939 ; 0,939)	
<i>REQM</i>	0,477	

*Rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5%.

Tableau A5 : Modèle M4 (F)

Variable	Coefficient	Statistique t
<i>Cste</i>	0,98	0,90
<i>A</i>	0,81	5,61*
<i>v</i>	0,16	1,54
<i>Obs.</i>	81	
<i>F</i> (2,78)	416,67*	
(R^2 ; \bar{R}^2)	(0,914 ; 0,912)	
<i>REQM</i>	0,612	

*Rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5%.

Tableau A6 : Modèle M5 (F)

Variable	Coefficient	Statistique t
<i>Cste</i>	-0,52	-1,07
<i>A</i>	1,03	28,58*
<i>Obs.</i>	81	
<i>F</i> (1,79)	816,81*	
$(R^2 ; \bar{R}^2)$	(0,912 ; 0,911)	
<i>REQM</i>	0,617	

*Rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5%.

Tableau A7 : Modèle M6 (F)

Variable	Coefficient	Statistique t
<i>Cste</i>	6,92	25,05*
<i>v</i>	0,74	24,05*
<i>Obs.</i>	81	
<i>F</i> (1,79)	578,60*	
$(R^2 ; \bar{R}^2)$	(0,880 ; 0,878)	
<i>REQM</i>	0,721	

*Rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5%.

Tableau A8 : Modèle M7 (v)

Variable	Coefficient	Statistique t
<i>Cste</i>	-9,03	-17,70*
<i>A</i>	1,13	9,00*
<i>F</i>	0,18	1,54
<i>Obs.</i>	81	
<i>F</i> (2,78)	622,84*	
$(R^2 ; \bar{R}^2)$	(0,941 ; 0,940)	
<i>REQM</i>	0,641	

*Rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5%.

Tableau A9 : Modèle M8 (v)

Variable	Coefficient	Statistique t
<i>Cste</i>	-9,13	-17,86*
<i>A</i>	1,31	34,96*
<i>Obs.</i>	81	
<i>F</i> (1,79)	1222,11*	
$(R^2 ; \bar{R}^2)$	(0,939 ; 0,939)	
<i>REQM</i>	0,647	

*Rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5%.

Tableau A10 : Modèle M9 (v)

Variable	Coefficient	Statistique t
<i>Cste</i>	-7,17	-10,83*
<i>F</i>	1,18	24,05*
<i>Obs.</i>	81	
<i>F</i> (1,79)	578,60*	
$(R^2 ; \bar{R}^2)$	(0,880 ; 0,878)	
<i>REQM</i>	0,910	

*Rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5%.