



Munich Personal RePEc Archive

# **Institutional quality and economic performance through telecommunications in developing countries**

Recuero Virto, Laura and Gasmi, Farid and Belaid, Rabah

Working Paper ESS-09-01, Télécom Paris Tech

2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/12889/>

MPRA Paper No. 12889, posted 21 Jan 2009 09:12 UTC



## Working Papers in Economics and Social Sciences

**Working Paper ESS-09-01**

**Qualité institutionnelle et performance  
économique : cas des télécommunications  
dans les pays en voie de développement**

Rabah Belaïd, Farid Gasmi, Laura Recuero Virto

January 2009

# **Qualité institutionnelle et performance économique : cas des télécommunications dans les pays en voie de développement\***

Rabah Belaïd

Institut National de Planification et de Statistique, Alger

Farid Gasmi

Toulouse School of Economics (ARQADE, GREMAQ et IDEI)

et

Laura Recuero Virto

Télécom ParisTech (ENST/SES)

## **Résumé**

De nombreuses études récentes ont montré que les institutions d'un pays sont un facteur explicatif important de son développement économique. Ces études ont mis en lumière une relation entre la qualité de l'environnement macro institutionnel et la performance des dispositifs de réforme mis en place dans certains secteurs clés de l'économie. Le présent article se propose d'explorer cette relation dans le contexte des pays en voie de développement et pour le cas des télécommunications, un secteur parmi les industries d'infrastructure qui a connu de par le monde les changements structurels les plus profonds. Nous spécifions un modèle économétrique pour une base de données constituée d'observations sur un panel de 32 pays en voie de développement couvrant une période de quinze ans (1985-1999). L'échantillon est décomposé selon le PIB par tête des pays en deux panels nous permettant ainsi de tester l'existence d'un seuil de revenu au-dessous duquel, lorsque nous contrôlons l'effet des variables de réforme, notamment la libéralisation des marchés et la privatisation de l'opérateur historique, la qualité des institutions ne joue qu'un rôle marginal. Les résultats montrent qu'au contraire l'impact de la qualité institutionnelle sur les performances de l'industrie est plus perceptible dans les pays dont le PIB par habitant est plus faible. Ainsi, au sein même des pays en voie de développement, l'effet marginal d'un investissement consenti pour l'amélioration de la qualité institutionnelle est plus élevé dans les pays à plus faible revenu. Ce résultat peut constituer une justification de la conduite de politiques de réallocation de ressources par les bailleurs de fonds internationaux pour l'amélioration du fonctionnement des mécanismes institutionnels en substitution aux politiques d'aide fondées sur le principe de la perfusion temporaire, en particulier dans les pays les moins avancés.

## **Abstract**

In recent years, a number of studies have shown that institutions are crucial to economic development. This literature has highlighted a relationship between the quality of the macro-institutional environment and the performance of reform policies conducted in some key sectors of the economy. This paper explores this relationship in the context of developing countries for the case of telecommunications, the sector among the infrastructure industries that has experienced worldwide probably the deepest structural changes. We specify an econometric model for a data base of observations on a panel of 32 developing countries covering fifteen years (1985-1999). The sample is decomposed into two panels according to GNP per inhabitant, thus allowing us to test for the existence of a level of revenue below which, once the effect of reforms variables, liberalization and privatization of the incumbent, has been controlled for, the quality of institutions plays only a minor role. We find that the impact of the institutional quality on the performance of the industry is more perceptible in the sample of countries with the lower GNP per inhabitant. Thus, within the developing countries, the marginal effect of an investment in improving the institutional quality is higher in the countries with lower revenues. This result might explain the recent trend of international donors to reallocate resources to long term policies for improving institutional mechanisms as a substitute to shorter-term aid policies focusing on sector-specific governance issues, in particular, in less developed countries.

Février 2008

---

\* Nous remercions A. Belkacem-Nacer, H. Hammoudi, P. Nomba et A. Zakane pour leurs suggestions sur une version préliminaire de ce travail. Toute erreur ou insuffisance qui subsisterait n'engage, néanmoins, que les auteurs.

## 1. Introduction

Les politiques d'aide aux réformes industrielles dans les pays en développement fondées sur le principe de la perfusion temporaire ont montré leurs limites dans la période du post-consensus de Washington. Le constat d'échec de ces politiques a donné lieu à un recentrage de la réflexion sur les facteurs institutionnels, considérés de plus en plus comme étant la cible prioritaire des politiques d'aide au développement.

De nombreuses études ont été menées dans cette nouvelle optique, mettant en évidence l'influence de la qualité des institutions sur l'efficacité des réformes et sur la performance des systèmes de régulation qui sont mis en œuvre. Ces études s'intéressent en particulier aux industries de réseau traditionnellement organisées suivant le paradigme institutionnel du monopole public intégré verticalement.

Dans une approche participant du domaine des sciences politiques, les déterminants clés d'une régulation sectorielle performante sont à trouver en amont, dans la sphère politique (Spiller et al., 2003, Spiller et Tommasi, 2004). Une approche plus empirique met l'accent sur la qualité de la gouvernance des instances de régulation en tant que déterminant clé de la performance régulatoire (Cubbin et Stern, 2005).

Une revue de la littérature sur le rôle des groupes d'intérêt dans la définition des politiques économiques, mettant également en relief les analyses procédant du paradigme de l'économie néo-institutionnelle, est présentée dans Spiller et Liao (2006). Dans ce même paradigme, Spiller et Tommasi (2007) s'intéressent aux fondements institutionnels des politiques publiques dans le cas de l'Argentine.

Dans ce nouveau cadre conceptuel, une approche complémentaire met l'accent sur l'intérêt d'orienter la discussion vers un cadre d'analyse intégré. Ce dernier prend en considération la qualité des instances de régulation sectorielle en même temps que celle de l'environnement global dans lequel fonctionnent ces instances (Gasmi et al., 2006). Dans cette optique d'analyse, la qualité des instances de régulation et de leur gouvernance apparaît comme une condition nécessaire mais non suffisante pour atteindre les objectifs assignés aux réformes<sup>1</sup>.

L'étude menée par ces auteurs révèle l'existence d'un impact significatif des caractéristiques de la sphère politique, saisies à travers le concept de *responsabilisation politique*<sup>2</sup>, sur la performance de la régulation sectorielle. L'hypothèse d'existence d'un tel impact est validée empiriquement par une série de tests économétriques portant sur deux panels (pays développés et pays en voie de développement).

Une implication de l'étude de Gasmi et al. (2006) est que l'effet<sup>3</sup> marginal d'un effort d'amélioration de la qualité institutionnelle est significativement plus élevé dans les pays en développement. Une telle approche fournit un éclairage très utile au double plan du débat d'ordre conceptuel et celui, plus pratique, des politiques économiques à mettre en œuvre

---

<sup>1</sup> Une bonne qualité de l'instance sectorielle peut en effet être inhibée, voire stérilisée par des facteurs de contre performance relevant de la sphère politique.

<sup>2</sup> Par responsabilisation politique nous entendons ici traduire le concept de *Political accountability*, compris comme l'"obligation", pour l'acteur politique, de répondre de ses actions.

<sup>3</sup> Il s'agit ici de l'effet en termes de performance économique du secteur des télécommunications que ces auteurs interprètent comme la conséquence d'une régulation sectorielle efficace.

pour améliorer la performance de la régulation sectorielle et, plus généralement, l'efficacité des processus de réforme des industries de réseau.

Une question que nous suggère cette étude est de savoir si, au sein même du groupe des pays en développement, il n'existerait pas un seuil critique de pauvreté au-dessous duquel l'efficacité marginale d'un investissement immatériel dans l'amélioration de la qualité institutionnelle deviendrait négligeable. Pour répondre à cette question, nous adoptons la même démarche empirique que Gasmi et al. (2006) mais en recentrant l'analyse sur les pays en développement afin de tester l'hypothèse d'existence d'un seuil de différenciation des mesures de politique économique à mettre en œuvre, en fonction de la dimension "richesse"<sup>4</sup>.

L'évaluation de la qualité institutionnelle<sup>5</sup> est réalisée à l'aide d'une série de variables catégorielles regroupées dans deux indicateurs synthétiques. Le premier, désigné dans la suite par *Indice institutionnel*, est défini de manière à refléter l'état des lieux en matière d'environnement institutionnel<sup>6</sup>. Le deuxième indicateur, intitulé *Equilibre des pouvoirs*, reflète quant à lui la qualité du processus politique<sup>7</sup>.

L'étude porte sur deux sous échantillons de pays en développement différenciés sur la base du critère de *Produit Intérieur Brut* par habitant<sup>8</sup>, dans une approche procédant de l'analyse des séries temporelles en coupes transversales. Dans ce cadre d'analyse, nous utilisons un modèle dynamique à effets fixes individuels. Les régressions ultérieures sur les indicateurs de performance régulateur sont effectuées en contrôlant sur des variables de réformes qui, dans le groupe des pays en développement, méritent une attention particulière.

L'article est structuré en six sections. Les deux sections qui suivent présentent, respectivement, les données d'entrée du modèle et les éléments de cadrage du champ de l'étude empirique. La section 4 présente les ingrédients essentiels de la méthode économétrique utilisée. Les résultats sur la stationnarité de la variable dépendante et sur les liens de causalité entre les variables du modèle sont exposés et commentés dans la section 5. La section 6 est consacrée à la discussion des résultats des régressions estimant la relation entre la qualité institutionnelle globale et la performance économique du secteur. Une synthèse des résultats et des enseignements tirés est présentée en conclusion. L'annexe comprend des informations sur les variables du modèle et quelques tableaux statistiques.

## 2. Variables et données d'entrée

La présente étude s'appuie sur une série de régressions dans lesquelles la variable expliquée est la performance économique du secteur des télécommunications. Cette variable est saisie à travers cinq indicateurs des niveaux d'offre de service, des prix et de productivité dans le secteur<sup>9</sup>. Les variables explicatives sont choisies parmi des indicateurs reflétant la qualité du

---

<sup>4</sup> Le seuil minimal de "richesse" est partiellement saisi ici par le ratio PIB/habitant.

<sup>5</sup> La qualité institutionnelle constitue, par définition, la "catégorie explicative" dans notre modélisation économétrique.

<sup>6</sup> Cet indice tente de rendre compte de l'état général du climat politique, du niveau de crédibilité et de respect des lois, du niveau des pratiques de la corruption, du poids de la bureaucratie, etc.

<sup>7</sup> Nous utilisons ici la variable *Checks and balances* qui renseigne sur la distribution des pouvoirs (législatif, exécutif et judiciaire) au sens de *De l'esprit des lois* de Montesquieu..

<sup>8</sup> L'utilisation du ratio PIB/habitant plutôt que l'agrégat lui-même n'a pas ici d'autres motifs que celui d'éliminer l'effet de taille démographique pour des raisons évidentes de comparabilité.

<sup>9</sup> La liste complète des variables du modèle et leur description sont données dans le Tableau 1 ci-dessous.

processus politique et les caractéristiques de l'environnement institutionnel comme mentionné en introduction. Outre ces deux catégories de régresseurs, l'étude s'intéresse aux variables de réforme du secteur des télécommunications, à savoir, la privatisation de l'opérateur historique et le degré de libéralisation des segments du fixe et du cellulaire.

**Tableau-1**  
Variables du modèle

Variables	Désignation <sup>(a)</sup>
Performance	<i>r-lp</i> Pénétration des lignes principales (télédensité du fixe)
	<i>a-mbl</i> Nombre d'abonnés aux services de téléphonie mobile (réseau cellulaire)
	<i>p-mbl</i> Tarif de téléphonie mobile
	<i>p-fix</i> Tarif de téléphonie fixe
	<i>l-emp</i> lignes principales par employé
Qualité institutionnelle	chk-bal Equilibre des pouvoirs ( <i>checks and balances</i> )
	inst Indice de qualité institutionnelle
	Crpt Corruption
	Loi Loi et ordre public
	q-adm Qualité de l'administration ( <i>Bureaucracy</i> ) <sup>(b)</sup>
	Exprop Risque d'expropriation
	Change Risque de change
Réforme	Priv Privatisation de l'opérateur historique
	ccr-fix Concurrence sur le segment du fixe
	ccr-mbl Concurrence sur le marché du mobile (cellulaire)
Autres	sep-regul Séparation du régulateur (variable <i>dummy</i> )
	dnst-pop Densité de la population
	rural-pop Poids de la population rurale

<sup>(a)</sup> La définition des variables est détaillée dans l'Annexe B. : "Définition des variables du modèle".

<sup>(b)</sup> *Efficiency vs burden of bureaucracy*. Nous préférons la désignation "Qualité de l'administration" eu égard à la connotation péjorative, très répandue en milieu francophone, du terme "Bureaucratie".

De par la nature des phénomènes étudiés<sup>10</sup>, les relations à examiner empiriquement mettent en jeu des caractères qualitatifs dont le chiffrage repose sur la définition préalable et l'utilisation d'échelles de mesure dédiées. Le modèle économétrique (Section 4) comporte donc, en partie, des variables catégorielles. Les éléments d'entrée du modèle sont issus de plusieurs bases de données produites par divers organismes internationaux, centres et groupes de recherche universitaires, etc.<sup>11</sup>

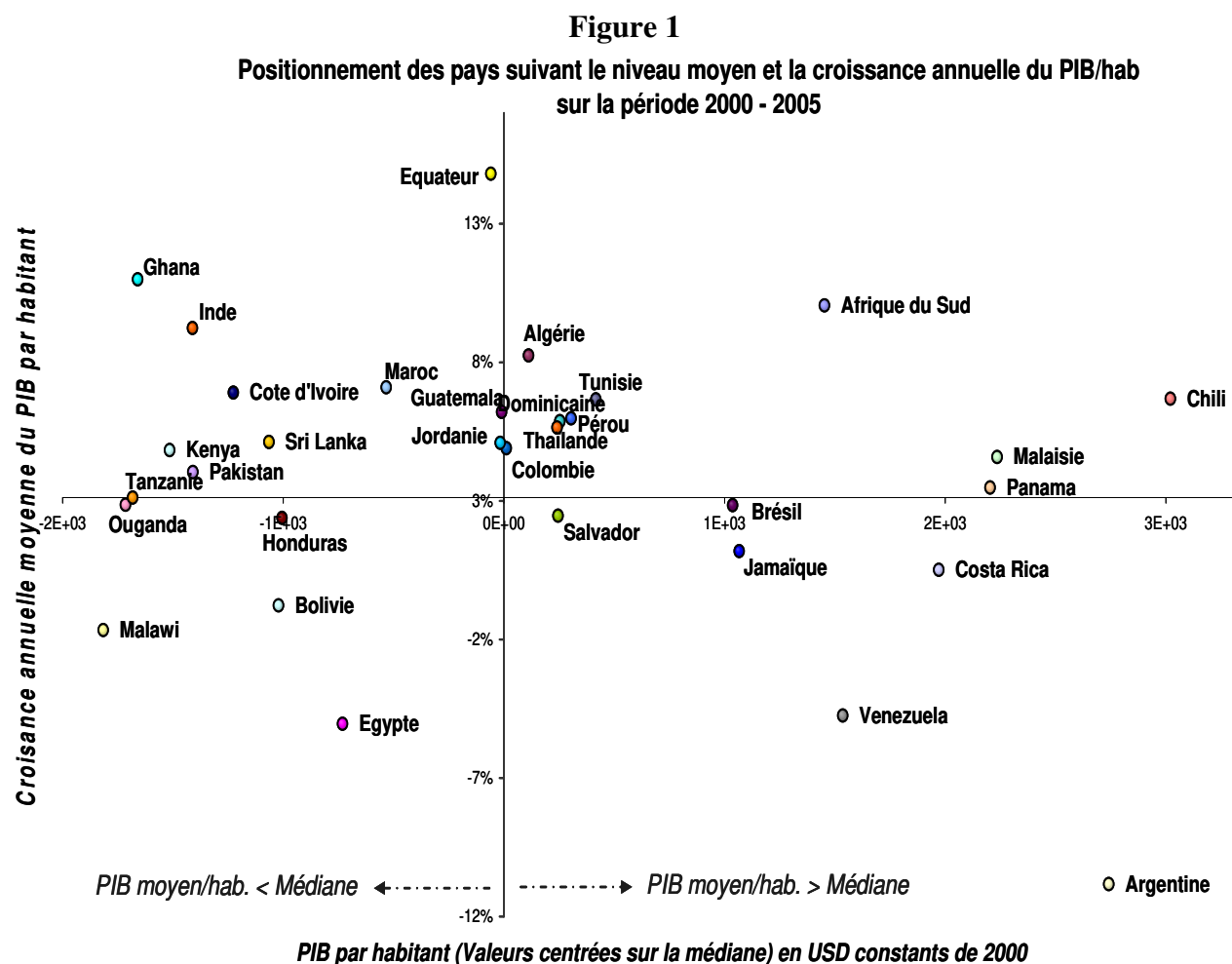
<sup>10</sup> Qualité institutionnelle, qualité des processus politiques, structuration de la régulation, etc.

<sup>11</sup> Pour plus de détails, Cf. Annexe, section A.

La présente étude s'appuie sur une partie des données construites à partir des sources citées ci-dessus et utilisées dans l'étude menée par Gasmi et al. (2006) pour analyser l'impact de la responsabilisation politique sur l'efficacité du régulateur du secteur des télécommunications dans les pays développés et en voie de développement<sup>12</sup>. Ces données sont employées ici pour évaluer l'impact de l'environnement institutionnel sur la performance économique de ce secteur dans le cas spécifique des pays en développement et pour tester l'existence d'un effet revenu.

### 3. Echantillons et champ d'analyse

L'étude empirique porte sur un échantillon de 32 pays en voie de développement, classés dans deux panels, de part et d'autre de la médiane du PIB par habitant en dollars US constants de 2000 médian, qui s'élève à 1.561 dollars, en moyenne, sur la période allant de 1985 à 1999. La liste des pays ainsi répartis apparaît dans la Figure 1 ci-dessous. Cette dernière représente la distribution des 32 pays suivant le même critère de classification mais avec des données couvrant une période postérieure, à savoir, la période allant de 2000 à 2005. La stratification de l'échantillon est restée inchangée dans cette translation temporelle, à une exception près<sup>13</sup>. Ce résultat conforte le choix du ratio PIB par habitant comme critère de sélection des deux panels. Il reflète en effet une certaine stabilité structurelle<sup>14</sup> de l'échantillon global sur les deux décennies de la période 1985 - 2005.



<sup>12</sup> Une description plus large des sources utilisées par ces auteurs figure dans leur article.

<sup>13</sup> Il y'a eu en effet une permutation entre la Thaïlande et la Jordanie.

<sup>14</sup> Les positions relatives des pays par rapport à la médiane du ratio PIB par habitant sont restées inchangées.

Dans la suite de l'étude, les variables d'intérêt sont mesurées pour chaque pays sur un historique de quinze ans allant de 1985 à 1999. La prise en compte de la double dimension transversale (pays) et longitudinale (années) permet de saisir la dynamique des comportements des individus ainsi que leur hétérogénéité intra-temporelle. Notons enfin que l'analyse porte sur deux panels<sup>15</sup> non cylindrés. Compte tenu du problème des données manquantes, cette option nous permet d'exploiter au mieux l'ensemble des données disponibles.

#### 4. Méthode économétrique

La configuration de nos données suggère une approche procédant de l'économétrie des données de panel. De plus, la prise en compte des phénomènes d'anticipation et des "effets de mémoire" implique la spécification d'un modèle dynamique<sup>16</sup>.

Un examen de la littérature concernant l'estimation des modèles dynamiques sur données de panel fait apparaître une variété de techniques parmi lesquelles celle de Anderson et Hsiao (1982) ainsi que celle d'Arellano et Bond (1991) semblent être les plus utilisées. La méthode utilisée ici met en œuvre un modèle dynamique à effets fixes, spécifié en différences premières et suivant les procédures d'estimation développées par Arellano et Bond (1991).

L'équation générale du modèle dynamique à estimer est spécifiée comme suit :

$$\ln(y_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y_{it-1}) + x'_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où

- $i=1,2, \dots, N$  et  $t=1,2, \dots, T$  représentent les indices pays et année, respectivement ;
- $y_{it}$  est la variable dépendante (unidimensionnelle) mesurant la performance économique du secteur. Cette variable est représentée de manière contingente par l'un ou l'autre des cinq indicateurs de performance donnés dans le Tableau 1 et définis dans l'annexe (section B) ;
- $\alpha_0$  et  $\alpha_1$  sont des paramètres (scalaires) inconnus ;
- $x_{it}$  est le vecteur des régresseurs représentant, entre autres, la qualité de l'environnement macro-institutionnel ;
- $\beta$  est le vecteur des paramètres associés aux régresseurs ;
- $\mu_i$  est le paramètre représentant l'effet fixe spécifique au pays  $i$  ;
- $\varepsilon_{it}$  est un terme d'erreur.

Le modèle est ainsi spécifié, en adoptant les hypothèses classiques suivantes :

$$E(\mu_i) = E(\varepsilon_{it}) = E(\varepsilon_{it}\mu_i) = E(y_{it} \varepsilon_{it}) = 0 \quad (2)$$

L'équation (1) est spécifiée en logarithmes népériens des variables d'intérêt afin de minimiser l'hétéroscédasticité des résidus ainsi que l'influence perverse d'éventuels *outliers*.

<sup>15</sup> Celui des 16 pays dont le PIB par habitant est au-dessus de la médiane (désigné dans la suite par "Panel 1") et celui des 16 autres pays pour lesquels ce ratio est au-dessous de la valeur médiane (Désigné par "Panel 2").

<sup>16</sup> Classe incluant les modèles autorégressifs où la variable endogène retardée figure parmi les régresseurs.



L'introduction de l'effet spécifique individuel ( $\mu_i$ ) permet de lever l'hypothèse (forte) d'homogénéité des pays, du point de vue des autres caractéristiques non mesurées. Elle évite ainsi l'hypothèse *ceteris paribus* qui relève de la statique comparative.

L'estimation par ce modèle peut, cependant, être entachée d'un biais d'endogénéité, les modèles de séries temporelles comportant généralement des régresseurs qui ne sont pas strictement exogènes<sup>17</sup>. Une manière simple de contourner le problème de la corrélation entre la variable retardée ( $y_{it-1}$ ) et l'effet spécifique ( $\mu_i$ ) consiste à éliminer ce dernier par transformation du modèle en différences premières. L'équation (1) réécrite en premières différences devient alors

$$\Delta \ln(y_{it}) = \alpha_I \Delta \ln(y_{it-1}) + \Delta x'_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Il reste néanmoins que cette transformation peut générer un autre problème d'endogénéité lié à l'existence éventuelle d'une corrélation contemporaine entre  $\ln(y_{it-1})$  et le terme  $\varepsilon_{it-1}$ . La question qui se pose alors est de trouver les variables instrumentales pouvant être utilisées dans l'estimation de l'équation (3). Pour résoudre cette question, Anderson et Hsiao (1982) proposent l'utilisation des différences premières retardées de la variable endogène comme instruments. Ces mêmes auteurs (1981, 1982), proposent une instrumentation de la variable dépendante en premières différences ( $\Delta y_{i,t-1}$ ) par ses retards en niveaux ( $y_{i,t-2}$ ), ou en différences ( $\Delta y_{i,t-2}$ )<sup>18</sup>.

Arellano et Bond (1991) généralisent l'approche d'Anderson et Hsiao (1981, 1982) en appliquant la Méthode des Moments Généralisés de manière à exploiter toutes les relations d'orthogonalité existant entre la variable endogène retardée et le terme d'erreur, ce qui conduit à une démultiplication des instruments. Dans cette approche, toutes les variables endogènes ( $y$  et  $x$ <sup>19</sup>) retardées d'un ordre supérieur à deux constituent des instruments valides pour l'équation en différences premières, en plus des  $y_{i,t-2}$ . Précisons que cette démultiplication des instruments est valable sous la condition de non corrélation sérielle<sup>20</sup> du terme d'erreur. Dans le cas où ce dernier suit un processus ARMA(1), nous avons les relations

$$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it-\theta}) \neq 0 \text{ pour } \theta \leq 1 \text{ et } E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it-\theta}) = 0 \text{ pour } \theta > 1. \quad (4)$$

Les variables  $y$  et  $x$  retardées de trois périodes ou plus constituent alors des instruments valides. Plus généralement, si  $\varepsilon_{it}$  suit un processus ARMA(q), les variables  $y$  et  $x$  décalées de  $(2 + q)$  périodes ou plus constituent des instruments valides pour le modèle de régression.

La démarche utilisée inclut le test de sur-identification de Sargan<sup>21</sup> qui permet de tester la validité des variables instrumentales. Dans les traitements effectués pour les besoins de la présente étude, la statistique originale du test de Sargan est remplacée par la statistique "J"

<sup>17</sup> Dans le cas qui nous intéresse, il est probable que des corrélations existent entre l'importance des réformes (privatisation de l'opérateur historique et libéralisation du marché) et certaines caractéristiques (non observées) propres au pays telles que la dimension culturelle, géographique, etc., caractéristiques contenues implicitement dans le terme  $\mu_i$ .

<sup>18</sup> En effet, si ces deux instruments sont fortement corrélés avec  $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ , ils ne le sont pas avec  $(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$  dans le cas où il n'y a pas d'auto-corrélation des résidus (Sevestre et Trognon, 1996).

<sup>19</sup> Pour le vecteur  $x$ , il s'agit plus précisément de non-exogénéité stricte.

<sup>20</sup>  $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}) = 0 ; \forall t \neq s$ .

<sup>21</sup> Sous l'hypothèse nulle, la statistique de ce test suit une loi de  $\chi^2$  avec un nombre de degrés de liberté dépendant du nombre d'instruments utilisés dans le processus d'estimation.

de Hansen, désignée dans la suite par *J-Stat*. La raison de cette substitution est que la *J-Stat* de Hansen est robuste à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation des termes d'erreur<sup>22</sup>.

## 5. Analyse de stationnarité et de causalité

Il convient de noter que, sous certaines conditions, la procédure d'instrumentation des régresseurs endogènes, telle que décrite ci-dessus, n'est pas exempte du problème d'instruments faibles (*weak instruments*). Alonso-Borrego et Arellano (1996) ainsi que Blundell et Bond (1998) montrent que si les variables en différences premières sont faiblement corrélées avec leurs valeurs retardées en niveaux, les instruments disponibles pour les équations en différences premières sont faibles. L'application de la méthode MMG-D<sup>23</sup> ne serait donc pas appropriée.

Afin d'éviter de tels effets pervers sur la qualité des estimations, l'on procède généralement à une modélisation en univers stationnaire en vérifiant en premier lieu que les propriétés stochastiques des processus étudiés sont stables<sup>24</sup>. Cette vérification préalable permet de s'assurer de la stabilité structurelle des paramètres estimés par le modèle. La propriété de stationnarité permet d'avoir une meilleure qualité des estimations et de l'inférence. Par ailleurs, avant d'examiner l'impact quantitatif des régresseurs sur la variable dépendante, il nous semble important de vérifier l'existence de relations causales entre ces variables. Ces deux aspects font l'objet de la présente section.

### 5.1. Stationnarité

L'analyse de la stationnarité<sup>25</sup> prend explicitement en ligne de compte certains critères permettant de se prononcer sur la validité des variables instrumentales. Les résultats résumés dans les Tableaux I et II de l'Annexe sont issus de l'estimation d'un modèle autorégressif d'ordre 1, AR(1), par la méthode des moments généralisés en différences premières (MMG-D) et en système (MMG-S). Ces deux méthodes sont appliquées dans cet ordre aux variables indicatrices de la performance économique sectorielle en niveaux pour vérifier leur stationnarité. La dernière colonne de chaque tableau présente les résultats de la méthode MMG-D, appliquée aux variables dépendantes en différences premières<sup>26</sup>.

En clair, les données présentées dans les Tableaux I et II sont les suivantes :

- les estimations du coefficient du processus AR(1) par MMG-D et MMG-S ;
- les estimations du coefficient associé au terme de tendance, désigné par *Trend* ;
- les coefficients d'auto-corrélation de premier ordre ( $m_1$ ) et de second ordre ( $m_2$ ) des résidus en différences premières ;
- la statistique (*J-stat*) permettant de tester la validité des instruments ;
- la valeur initiale de décalage des instruments, désignée par  $L$  ;
- le nombre d'observations effectivement utilisées (*Nombre Obs*).

La lecture des données concernant les coefficients estimés du processus AR(1) fait ressortir deux cas de figure. D'une part, la variable dépendante en niveaux est stationnaire lorsqu'elle

---

<sup>22</sup> Pour plus de détails sur cette question, cf. Roodman (2005).

<sup>23</sup> La consistance de l'estimateur MMG d'Arellano et Bond (1991) repose sur les hypothèses de validité des instruments et d'absence d'auto-corrélation d'ordre 2 des erreurs dans l'équation en premières différences.

<sup>24</sup> Invariantes dans une translation sur l'axe du temps.

<sup>25</sup> Nous analysons ici la stationnarité des séries temporelles autour d'un terme de tendance (*time trend*). La raison de ce choix est que, excepté la variable de productivité (lignes par employé), l'introduction de ce terme améliore sensiblement la signification d'ensemble (*goodness-of-fit*) du modèle.

<sup>26</sup> Ceci, si la stationnarité en niveaux n'est pas vérifiée par l'application de MMG-S aux variables en niveaux.

est mesurée par les tarifs du cellulaire (*p-mbl*) et du fixe (*p-fix*). D'autre part, cette variable en différences premières est stationnaire lorsqu'elle est mesurée par les trois autres indicateurs de performance économique, à savoir, la télédensité du fixe (*r-lp*), le nombre d'abonnés au mobile (*a-mbl*) et le nombre de lignes par employé dans le fixe (*l-emp*).

Les résultats obtenus montrent également que l'hypothèse d'auto-corrélation de second ordre des résidus en différences premières est rejetée dans toutes les estimations du processus autorégressif de premier ordre. En effet, il ressort de l'analyse des deux panels que la valeur du coefficient  $m_2$  est non significative (au seuil de 5%) pour les cinq variables dépendantes. De plus, les valeurs de *J-stat* ne rejettent pas l'hypothèse de validité des variables instrumentales.

Ces résultats confirment que les variables en niveaux avec un décalage initial de deux périodes et plus, ainsi que les variables en différences premières retardées d'une période, constituent des instruments valides pour les régressions ultérieures.

## 5.2. Causalité

Nous examinons à présent l'aspect relatif à l'existence éventuelle de relations causales entre les variables reflétant la qualité de l'environnement institutionnel et les indicateurs mesurant la performance économique du secteur des télécommunications.

L'estimation des coefficients du modèle spécifié plus haut nous permet, certes, d'évaluer l'impact quantitatif des variables catégorielles reflétant le contexte institutionnel général sur les variables mesurant le niveau de performance sectorielle. Il convient, cependant, de vérifier préalablement s'il existe des liens de causalité entre les variables dépendantes et les régresseurs<sup>27</sup>. Pour ce faire, nous appliquons MMG-D en y intégrant une procédure de test au sens de Granger<sup>28</sup> (1969), telle que développée dans Holtz-Eakin et al. (1988). Ces tests, qui génériquement permettent de tester si la variable  $x$  (indicateur de qualité institutionnelle) cause au sens de Granger  $y$  (indicateur de performance économique), sont basés sur l'estimation de l'équation

$$\Delta \ln y_{it} = \sum_{(k=1 \text{ à } m)} \alpha_k \Delta \ln y_{it-k} + \sum_{(k=1 \text{ à } m)} \delta_k \Delta x_{it-k} + \Delta x'_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Les résultats de l'estimation par la méthode MMG-D dans la procédure de ces tests de causalité sont présentés dans les Tableaux III-a et III-b donnés dans l'annexe (section C).

L'application de la procédure de test révèle une absence de liens de causalité entre les variables d'intérêt pour les pays du panel 1. En revanche, des liens de causalité sont mis en évidence dans le panel 2, en particulier, lorsque la performance économique du secteur des télécommunications est mesurée par le nombre d'abonnements au cellulaire ainsi que par le tarif des communications sur le même segment du Mobile. Quels enseignements peut-on tirer de ces résultats sur l'existence (Oui) ou pas (Non) de relations causales dans les deux panels qui sont synthétisés dans le Tableau 2 ci-dessous ?

<sup>27</sup> L'existence d'une relation de causalité entre ces variables donne plus de consistance à l'interprétation de l'impact quantitatif du contexte institutionnelle générale sur la performance économique du secteur des télécommunications.

<sup>28</sup> Nous rappelons qu'une variable  $x$  cause, au sens de Granger, une variable  $y$  si, à une période  $t$ , une régression de  $y$  sur l'ensemble des valeurs passées de  $x$ ,  $\{x_{t-1}, \dots, x_{t-n}\}$ , permet d'améliorer la prédiction de  $y$ , comparativement à une régression sur les valeurs passées de  $y$ ,  $\{y_{t-1}, \dots, y_{t-n}\}$ .

Il convient d'abord de souligner que l'existence même d'un contraste<sup>29</sup> entre les résultats obtenus peut être interprétée comme un élément révélateur quant à la pertinence de la stratification de notre ensemble de pays en développement suivant le critère de "revenu" médian par habitant. Il faut ensuite remarquer que ces résultats ne contredisent pas l'idée selon laquelle l'efficacité marginale d'un investissement immatériel pour l'amélioration du cadre institutionnel est plus importante dans les pays à plus faible revenu. Enfin, il est vraisemblable (ou du moins fort probable) que l'application d'une procédure moins "sévère" que celle du test de causalité au sens de Granger<sup>30</sup> fasse ressortir quelques relations causales dans le premier panel.

**Tableau 2**  
Relations de causalité  
(Panel 1, Panel 2)

Performance sectorielle	Qualité institutionnelle	
	Equilibre des pouvoirs	Indice institutionnel
<i>r-lp</i>	(Non, Non)	(Non, Non)
<i>a-mbl</i>	(Non, Oui)	(Non, Oui)
<i>l-emp</i>	(Non, Non)	(Non, Non)
<i>p-fix</i>	(Non, Non)	(Non, Non)
<i>p-mbl</i>	(Non, Non)	(Non, Oui)

Le caractère rédhibitoire des résultats obtenus concernant la causalité n'autorise pas, en toute rigueur<sup>31</sup>, le passage à l'étape d'estimation du modèle de régression tel que spécifié dans l'équation 2 (Section 4). Cependant et compte tenu des commentaires ci-dessus formulés, il nous semble opportun d'examiner l'impact quantitatif de l'environnement institutionnel sur les indicateurs de performance économique dans le secteur d'intérêt<sup>32</sup>. Pour ce faire, les régressions sont effectuées avec l'ensemble des variables dépendantes en ignorant les liens de causalité pour les variables n'ayant pas satisfait aux conditions du test de Granger.

Les régressions sont effectuées en exerçant un contrôle sur deux types de variables reflétant l'avancée des réformes. Ces variables ont trait au degré de privatisation de l'opérateur historique et au niveau de libéralisation des marchés du fixe et du cellulaire. Cela permet de purger les régresseurs qui nous intéressent, à savoir, les indicateurs institutionnels, des effets potentiels de ces variables de réforme sur la performance économique du secteur. D'autres variables de contrôle sont introduites en vue d'"isoler" les effets potentiels de quelques caractères liés à la configuration géographique de la demande. Ces variables mesurent la densité de la population globale et l'importance de la population rurale<sup>33</sup>. Enfin, la

<sup>29</sup> C'est-à-dire, l'absence de causalité dans le premier sous échantillon et la présence de causalité dans le deuxième, avec la même procédure de test appliquée aux mêmes variables.

<sup>30</sup> Et en adoptant un seuil de signification "plus indulgent".

<sup>31</sup> En référence à la significativité des estimations à effectuer dans les traitements ultérieurs.

<sup>32</sup> La stricte observance des pré-requis, dans les conditions présentes de mise en œuvre de tests de causalité, empêcherait de tirer des conclusions intéressantes sur les données, lorsque celles-ci sont dispensées de ce test.

<sup>33</sup> La distribution spatiale des populations revêt un caractère particulièrement important dans les industries de réseau. En effet, le coût d'implémentation et la rentabilité des infrastructures de base sont fortement dépendants de ces caractéristiques. La répartition géographique de la population peut également avoir des incidences sur la télédensité du fixe.

structuration de la régulation, saisie à l'aide d'une variable *dummy* indiquant s'il existe ou pas un régulateur sectoriel, figure également parmi les variables de contrôle. Les résultats de cette approche sont présentés et discutés dans la section qui suit.

## 6. Résultats des régressions

Dans le groupe des pays à revenu plus élevé (Panel 1), les régressions mettent en évidence un impact négatif de la qualité institutionnelle sur la performance du secteur lorsque cette dernière est mesurée par le tarif du fixe (Tableau 3)<sup>34</sup>. Cependant, les variables *Time dummies* produisent un impact significatif sur cette même variable. Cela conduit à relativiser l'appréciation du signe inattendu dans la relation entre l'indice institutionnel et le tarif du fixe<sup>35</sup>. La même remarque peut-être faite à propos de la télédensité du fixe et du nombre d'abonnés au cellulaire.

Examinons à présent l'effet des variables de contrôle. Les données font apparaître un impact significatif de l'ensemble des variables de réforme sur la performance économique du secteur, en particulier, lorsque cette dernière est mesurée par l'indicateur de productivité du travail (nombre de lignes par employé) et d'accès aux services des télécommunications (télédensité du fixe et nombre d'abonnés au cellulaire). A l'exception de l'indice d'ouverture du segment du fixe à la concurrence, ces variables de réforme ont un impact positif sur la performance économique. Il importe de souligner que l'indice reflétant le degré de privatisation de l'opérateur historique produit un effet positif sur les trois variables ci-dessus mentionnées. Les résultats obtenus sur les variables de réforme sont globalement cohérents avec la théorie économique : une plus forte intensité concurrentielle produit des effets positifs sur l'efficacité allocative<sup>36</sup> aussi bien que sur l'efficacité productive<sup>37</sup>.

Concernant les autres variables de contrôle, trois résultats méritent d'être soulignés. La densité démographique produit un impact positif sur le tarif du fixe, ce qui semble intuitivement clair si l'on tient compte du fait que la taille de l'infrastructure de base est plus restreinte lorsque la population est moins dispersée. Il en découle un gain pouvant être substantiel sur les coûts fixes liés à l'implémentation et à la maintenance du réseau. Cette même variable produit un effet positif sur le nombre de lignes par employé, ce qui peut s'expliquer par la réduction de la taille minimale d'efficacité du réseau<sup>38</sup>. Enfin, le poids relatif de la population rurale a un effet négatif sur la télédensité du fixe et sur le nombre de lignes par employé. Ce résultat peut s'expliquer par le fait qu'une prédominance de la population rurale détermine, en toute vraisemblance, une demande éparse, impliquant un faible maillage territorial pour le réseau filaire, d'où l'impact négatif sur les variables d'accès et de productivité.

---

<sup>34</sup> Les principaux résultats concernant ce premier groupe de pays sont résumés dans le Tableau 4.

<sup>35</sup> La performance économique du secteur des télécommunications est affectée par des événements datés non explicités dans le modèle de régression.

<sup>36</sup> Représentée ici par le niveau d'accès au segment du cellulaire (*a-mb*).

<sup>37</sup> Notamment l'indice de productivité du facteur travail, le nombre de lignes par employé (*l-emp*).

<sup>38</sup> Impliquant un plus faible besoin en facteurs de production, dont le nombre d'employés.

**Tableau 3**  
Paramètres estimés / Modèle MMG-D  
(Panel 1)

Variables indépendantes	Variables dépendantes ( $y_{it}$ )					
	$r-lp_{it}$	$a-mbl_{it}$	$l-emp_{it}$	$p-fix_{it}$	$p-mbl_{it}$	
$y_{it-1}$	.1529	.9560 <sup>s</sup>	-.0300	.6020 <sup>s</sup>	.5279 <sup>s</sup>	
$inst_{it}$	-.0014	.0005	-.0023	-.0346 <sup>s</sup>	.0093	
$chk-bal_{it}$	.0071	-.0214	-.0032	-.0099	.0113	
$ccr-fix_{it}$	-.0635 <sup>s</sup>	-.0486	-.1539 <sup>s</sup>	.0447	-.0121	
$ccr-mbl_{it}$	.0065	.0975 <sup>s</sup>	-.0145	.0018	.0655	
$sep-regul_{it}$	.0013	-.0505	-.0014	-.1110	.1084	
$priv_{it}$	.0902 <sup>s</sup>	.2751 <sup>s</sup>	.2599 <sup>s</sup>	-.0369	-.2401	
$dnst-pop_{it}$	.0005	.0108	.0075 <sup>s</sup>	.0248 <sup>s</sup>	-.0098	
$pop-rural_{it}$	-.0107 <sup>s</sup>	.0175	-.0163 <sup>s</sup>	.1052 <sup>s</sup>	.0178	
<i>Time dummies</i>	1988	-.0023	.1428 <sup>s</sup>	--	--	--
	1989	-.0240	.0647 <sup>s</sup>	--	--	--
	1990	-.0119	.0925 <sup>s</sup>	--	--	--
	1991	-.0299 <sup>s</sup>	.0663	--	--	--
	1992	-.0101	.0934 <sup>s</sup>	-.0076	.4438 <sup>s</sup>	--
	1993	-.0306	.1092 <sup>s</sup>	-.0277	.3476 <sup>s</sup>	--
	1994	-.0172	.1265	.0116	.4771 <sup>s</sup>	--
	1995	-.0502 <sup>s</sup>	.1640 <sup>s</sup>	-.0002	.5653 <sup>s</sup>	--
	1996	-.0315	.1514	.0036	.6422 <sup>s</sup>	--
	1997	-.0293	.1912	-.0499	.7272 <sup>s</sup>	--
	1998	-.0712 <sup>s</sup>	.2302	-.1339	.6302 <sup>s</sup>	--
1999	-.0679 <sup>s</sup>	.2658 <sup>s</sup>	-.1178	.6542 <sup>s</sup>	--	
$m_1$	-2.87 <sup>s</sup>	-2.85 <sup>s</sup>	-2.95 <sup>s</sup>	-1.93	-2.13 <sup>s</sup>	
$m_2$	0.38	2.21 <sup>s</sup>	-0.99	0.13	-0.29	
<i>J-stat</i>	0.77	0.05	0.00	0.00	8.45	
<i>Réformes endogènes</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
<i>L</i>	2	2	2	2	2	
<i>Nombre d'Obs.</i>	185	177	174	90	111	

<sup>s</sup>: Significatif au seuil  $\alpha = 0.05$

**Tableau 4**  
Impact de la qualité institutionnelle sur la performance sectorielle  
(Panel 1)

Variables indépendantes	Variables dépendantes				
	<i>r-lp</i>	<i>a-mbl</i>	<i>l-emp</i>	<i>p-fix</i>	<i>p- mbl</i>
Indice institutionnel	NS	NS	NS	-	NS
Equilibre des pouvoirs	NS	NS	NS	NS	NS
Priv	+	+	+	NS	NS
ccr-fix	-	NS	-	NS	NS
ccr-mbl	NS	+	NS	NS	NS
dnst-pop	NS	NS	+	+	NS
pop-rural	-	NS	-	+	NS

<i>Time dummies</i>												
Variables dépendantes	1988	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99
<i>r-lp</i>	NS	NS	NS	-	NS	NS	NS	-	NS	NS	-	-
<i>a-mbl</i>	+	+	+	NS	+	+	NS	+	NS	NS	NS	+
<i>p-fix</i>	NS	NS	NS	NS	+	+	+	+	+	+	+	+

NS : Non significatif au seuil  $\alpha = 0.05$

Nous examinons à présent les résultats obtenus pour le groupe de pays dont le PIB par habitant est inférieur à la médiane (Panel 2). Un premier résultat significatif met en évidence un impact positif de la qualité institutionnelle sur le nombre d'abonnements au cellulaire, le nombre de lignes par employé et le tarif du fixe (Tableau 5)<sup>39</sup>. Par contre, la qualité du processus politique, représentée par l'indice d'équilibre des pouvoirs (*Cheks and balances*), produit un impact négatif sur ces mêmes variables. Si le premier résultat est intuitivement clair, le deuxième mérite un examen plus attentif. Il en est de même pour l'impact négatif de l'indice institutionnel sur le tarif du cellulaire<sup>40</sup>.

Concernant l'impact "inattendu" de la qualité du processus politique sur la performance économique et en guise d'interprétation, nous nous contentons d'une simple interrogation sur la signification réelle de cette variable dans le contexte général des pays en développement. La simple transposition d'un "système institutionnel" donné vers un environnement<sup>41</sup> (très) différent peut poser quelques problèmes d'évaluation et d'interprétation de son fonctionnement dans l'environnement d'accueil. Dans la mesure où le processus politique est apprécié par le simple constat d'une séparation formelle des pouvoirs, sans un examen soigneux des conditions réelles de son fonctionnement<sup>42</sup>, l'analyse qui en découle peut effectivement conduire à des résultats difficilement interprétables.

<sup>39</sup> Le Tableau 6 synthétise les résultats pour ce groupe de pays.

<sup>40</sup> Une meilleure qualité institutionnelle peut être déterminée par un meilleur respect des lois ainsi que par une meilleure qualité de l'administration (Cf. définition de l'*Indice institutionnel* dans la section B de l'annexe). Cela pourrait conduire à des hausses de prix induites, par exemple, par une limitation des pratiques de fraude fiscale.

<sup>41</sup> Défini au sens de Douglas North (1991).

<sup>42</sup> L'existence d'un hiatus entre "cadre institutionnel formel" et "fonctionnement effectif des institutions" est un phénomène largement observable dans les pays en voie de développement.

Un autre résultat intéressant a trait à l'effet produit par les variables de réforme, à savoir, un impact positif de la concurrence sur la demande sur le marché du cellulaire ainsi que sur la télédensité du fixe et un impact positif du degré de privatisation de l'opérateur historique sur la demande et le prix des communications sur le marché du Mobile.

Les autres variables de contrôle (variables démographiques) ne produisent pas d'effets significatifs sur les indicateurs de performance. Nous constatons aussi que les effets liés aux *Time dummies* sont nettement moins importants que dans le cas du Panel 1.

Notons enfin le caractère endogène des variables de réforme qui, par conséquent, ont été instrumentées dans le modèle de régression. L'interprétation que l'on peut faire de ce résultat est que la privatisation et la libéralisation du secteur des télécommunications dans les pays du *Panel 2* n'apparaissent pas comme étant des mesures de politique économique "imposées" par des facteurs externes. Les réformes entreprises dans ces pays semblent donc être induites par des facteurs internes non observés (effets spécifiques individuels) ou par l'existence de pré requis (en termes de performance) à l'octroi de licences pour l'entrée de nouveaux opérateurs sur le marché.

**Tableau 5**  
Paramètres estimés / Modèle MMG-D  
(Panel 2)

Variables indépendantes	Variables dépendantes ( $y_{it}$ )					
	$r-lp_{it}$	$a-mbl_{it}^G$	$l-emp_{it}$	$p-fix_{it}$	$p-mbl_{it}^G$	
$y_{it-1}$	.2612	.4544 <sup>s</sup>	-.2004 <sup>s</sup>	.6033 <sup>s</sup>	.1575	
$inst_{it}$	.0013	--	.0313 <sup>s</sup>	.0185 <sup>s</sup>	--	
$inst_{it-1}$	--	.0066 <sup>s</sup>	--	--	-.0202 <sup>s</sup>	
$chk-bal_{it}$	.0011	--	-.0045	.0110	(*)	
$chk-bal_{it-3}$	--	-.0270 <sup>s</sup>	--	--	--	
$ccr-fix_{it}$	.0326	.0134	-.0056	-.2425 <sup>s</sup>	.0557	
$ccr-mbl_{it}$	.0140 <sup>s</sup>	.0712 <sup>s</sup>	.0606	-.0140	-.1554 <sup>s</sup>	
$Sep-regul_{it}$	-.0006	.0226	-.0341	-.1123	-.0239	
$priv_{it}$	.0417	.2096 <sup>s</sup>	.0641	.0422	.7122 <sup>s</sup>	
$dnst-pop_{it}$	-.0012	-.0006	-.0239	.0019	-.0159	
$pop-rural_{it}$	.0044	-.0070	.0423	.0523	.0495	
<i>Time dummies</i>	1988	.0279 <sup>s</sup>	--	-.2653	-.0426 <sup>s</sup>	--
	1989	.0514 <sup>s</sup>	--	-.2938	-.0301	--
	1994	.0506	--	-.3495	-.3549 <sup>s</sup>	--
$m_1$	-2.48 <sup>s</sup>	-2.43 <sup>s</sup>	-2.35 <sup>s</sup>	-2.28 <sup>s</sup>	0.63	
$m_2$	1.42	-0.47	-1.49	-0.87	2.66 <sup>s</sup>	
$m_3$	--	--	--	--	1.95	
<i>J-stat</i>	0.00	6.72	0.00	0.00	0.00	
<i>Réformes endogènes</i>	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	
<i>L</i>	2	2	2	2	3	
<i>Nombre d'Obs.</i>	184	172	174	110	115	

<sup>s</sup> : Significatif au seuil  $\alpha = 0.05$  ; <sup>G</sup> : Résultat avec test préalable de causalité au sens de Granger ;  
(\*) : Non applicable (pas de causalité).



**Tableau 6**  
Impact de la qualité institutionnelle sur la performance sectorielle  
(Panel 2)

Variables indépendantes	Indicateurs de performance (Variable dépendante)				
	<i>r-lp</i>	<i>a-mbl</i>	<i>l-emp</i>	<i>p-fix</i>	<i>p- mbl</i>
Indice institutionnel	NS	+ <sup>G</sup>	+	+	- <sup>G</sup>
Equilibre des pouvoirs	NS	- <sup>G</sup>	NS	NS	NS
ccr-fix	NS	NS	NS	-	NS
ccr-mbl	+	+	NS	NS	-
Sep-regul	NS	NS	NS	NS	NS
Priv	NS	+	NS	NS	+
dnst-pop	NS	NS	NS	NS	NS
pop-rural	NS	NS	NS	NS	NS
<i>Time dummies</i>					
Variables	1988	1989	1990-1993	1994	1995-1999
<i>r-lp</i>	+	+	NS	NS	NS
<i>p-fix</i>	-	NS	NS	-	NS

<sup>NS</sup> : Non significatif au seuil  $\alpha = 0.05$  ; <sup>G</sup> : Résultat avec test préalable de causalité au sens de Granger.

## 7. Conclusion

L'analyse empirique a produit quelques résultats singuliers, en particulier l'absence de causalité au sens de Granger entre l'indice de qualité institutionnelle et la performance sectorielle dans le groupe des pays à revenus plus élevés. En dépit de son caractère contre intuitif, ce résultat est en cohérence avec l'une des idées centrales développées dans Gasmi et al. (2006), à savoir que l'effet produit par une plus grande responsabilisation politique et donc une meilleure qualité institutionnelle sur la performance de la régulation sectorielle<sup>43</sup> est plus fort dans les pays en développement, comparativement aux pays développés. Dans le groupe des pays à revenus relativement moins élevés, l'analyse a fait apparaître, de manière significative, un impact positif de l'indice de qualité institutionnelle sur la performance économique.

Du point de vue des régressions, les résultats concernant les variables de qualité institutionnelle se sont ainsi avérés pauvres en enseignements et ne nous ont donc pas permis de vérifier si le PIB par habitant constitue un critère pertinent de différenciation des mesures de politique économique à mettre en œuvre dans les pays en développement. En revanche, les résultats concernant les variables de contrôle introduites dans le modèle ont mis en évidence des résultats significatifs.

Pour les deux échantillons de pays en développement, les données font apparaître un impact significatif positif des variables de réforme, à savoir le degré de privatisation de l'opérateur

<sup>43</sup> Notons que ces auteurs attribuent au régulateur les résultats de performance sectorielle, une hypothèse qui reflète le rôle prépondérant qu'a joué celui-ci dans le secteur des télécommunications ces deux dernières décennies.

historique et d'ouverture du secteur à la concurrence. Quant aux variables correspondant aux caractéristiques démographiques, les résultats diffèrent d'un échantillon à l'autre. La densité démographique produit un impact positif sur le tarif du fixe ainsi que sur le nombre de lignes par employé. Ce résultat, observé uniquement dans le groupe des pays à revenus plus élevés, peut traduire l'existence de gains de productivité induits par la réduction subséquente de la taille minimale d'efficacité du réseau. Dans ce même groupe, le poids de la population rurale a un effet négatif sur les variables d'accès (télédensité) et de productivité du travail (nombre de lignes par employé) dans le segment du fixe. Il apparaît ainsi qu'une plus forte dispersion géographique de la demande détermine une plus faible couverture territoriale par le réseau de télécommunications.

Les résultats montrent aussi que les variables introduites pour vérifier la présence d'effets spécifiques aux années ont un impact important sur la performance sectorielle. Ce résultat met en évidence une grande vulnérabilité des économies en développement aux événements "ponctuels".

Au-delà des résultats empiriques qui sont intéressants par eux-mêmes, l'étude a montré comment la dimension transversale des séries étudiées peut introduire un biais important lié à la difficulté de définir des variables catégorielles capables de saisir de manière satisfaisante des caractères tels que la qualité institutionnelle. Elle a également montré que la transposition spatiale de certains critères d'évaluation pose d'importants problèmes d'interprétation. Ainsi en est-il de l'indice *Checks and balance*, censé refléter la qualité du processus politique. Le simple constat de l'existence des institutions censées représenter les interactions entre les trois pouvoirs ne suffit pas à apprécier la qualité du processus politique car il ne saisit pas le hiatus entre "cadre institutionnel formel" et "pratiques institutionnelles effectives", phénomène caractérisant la plupart des pays en développement.

## Annexe

### A. Sources des données statistiques

- Banque Mondiale : BD accessibles aux URL : [www.worldbank.org/](http://www.worldbank.org/) ou [www.worldbank.com/](http://www.worldbank.com/),
- Centre IRIS - Université de Maryland, URL : <http://www.iris.umd.edu/>,
- Divers articles dont Clark et al. (2004), Bortolotti et al. (2001), Fink et al. (2002), Gutierrez (2003) et Ros (199, 2000, 2003). Pour les références précises sur ces sources, Cf. Gasmi et al. (2006).
- *International Country Risk Guide (ICRG) Data* ; URL: <http://ssdc.ucsd.edu/ssdc/iri00001>
- Union Internationale des Télécommunications (*ITU*).

### B. Définition des variables du modèle

#### B.1. Variables expliquées (Indicateurs de performance sectorielle)

- *r-lp* (télédensité du fixe) : nombre de lignes téléphoniques pour 100 habitants.
- *a-mbl* : nombre d'utilisateurs de téléphones portables, abonnés à un service de téléphonie mobile.
- *l-emp* : nombre de lignes principales divisé par le nombre d'employés dans le secteur de téléphonie fixe.
- *p-fix* (Tarif de téléphonie fixe) : charge fixe<sup>44</sup> payée mensuellement par les abonnés résidentiels, couvrant le prix de location de la ligne (hors charges d'utilisation du terminal).
- *p-mbl* (Tarif de téléphonie mobile) : prix payé pour un appel de trois minutes durant les heures de pointe à partir d'un téléphone portable (cellulaire).

#### B.2. Variables explicatives (Environnement institutionnel)

##### B.2.1. Indicateurs institutionnels

- *crpt* (Corruption) : phénomène saisi au moyen d'une variable catégorielle sur une échelle de 0 à 10. (Indicateur du degré de corruption du système politique \ relation de proportionnalité inverse).
- *q-adm* (Qualité de l'administration) : caractère mesuré sur une échelle de 0 à 10. Des scores élevés sont attribués aux pays où le système administratif possède la capacité de gouverner sans recourir à des changements drastiques dans les politiques en vigueur.
- *loi* (Loi et ordre public) : cotation sur une échelle de 0 à 10, pour évaluer la force et l'impartialité du système judiciaire en place ainsi que le degré d'observance de la loi par les citoyens. Des scores plus élevés pour cette variable indiquent une meilleure qualité du système judiciaire en place.
- *exprop* (Risque d'expropriation des investisseurs privés, par dépossession ou nationalisation) : échelle de 0 à 10, les valeurs plus élevées reflétant un risque d'expropriation plus faible.
- *change* (Risque de change) : échelle de 0 à 10, utilisée pour apprécier le risque de change encouru par les opérateurs. Des valeurs plus élevées de cette variable reflètent un moindre risque de change.

---

<sup>44</sup> Les variables mesurées en valeur sont exprimées en dollars US de l'année 2000.

- *inst* (Indice institutionnel) : établi par sommation verticale des cinq variables décrites ci-dessus, d'où une échelle de 0 à 50. Des valeurs supérieures indiquent une meilleure qualité institutionnelle.

### **B.2.2. Qualité du processus politique**

- *chk-bal* (Equilibre des pouvoirs au sens de *checks and balances*) : échelle de 0 à 18, des valeurs plus élevées indiquant un meilleur fonctionnement du processus politique d'ensemble.

### **B.2.3. Variables de réforme**

- *priv* : pourcentage des actifs de l'Opérateur historique cédés aux investisseurs privés.
- *ccr-fix* (Concurrence sur le fixe) : Indicatrice prenant la valeur 0 si la structure de marché au niveau local est de type monopolistique et la valeur 1 si ce segment met en jeux deux opérateurs ou plus.
- *ccr-cell* (Concurrence sur le cellulaire) : valeur 0 si aucune licence n'a été délivrée, valeurs 1 ou 2 si une ou deux licences ont été attribuées et valeur 3 si trois licences ou plus ont été délivrées.

### **B.2.4. Autres variables**

- *sep-regul* : variable *dummy* = 1 s'il y a séparation de l'instance de régulation et 0 si non.
- *dnst-pop* (densité de la population) : Nombre d'habitants au Km<sup>2</sup>.
- *pop-rural* (Importance de la population rurale) : proportion des habitants résidant en zones rurales.

### C. Tableaux statistiques des résultats (stationnarité et causalité)

**Tableau I**  
Tests de stationnarité des indicateurs de performance  
(Panel 1)

1- $\ln(r-lp_{it})$	MMG-D	MMG-S	$\Delta \ln(r-lp_{it})$	MMG-D
$\ln(r-lp_{it-1})$	0.799 <sup>s</sup>	0.979 <sup>s</sup>	$\Delta \ln(r-lp_{it-1})$	0.474 <sup>s</sup>
<i>Trend</i>	0.017 <sup>s</sup>	0.005 <sup>s</sup>	<i>Trend</i>	0.001
$m_1$	-1.85	-2.12 <sup>s</sup>	$m_1$	-2.82 <sup>s</sup>
$m_2$	0.37	0.24	$m_2$	1.53
<i>J-stat</i>	14.44	12.96	<i>J-stat</i>	13.57
<i>L</i>	2	2	<i>L</i>	2
<i>Nombre Obs.</i>	208	224	<i>Nombre Obs.</i>	208
2- $\ln(a-mbl_{it})$	MMG-D	MMG-S	$\Delta \ln(a-mbl_{it})$	MMG-D
$\ln(a-mbl_{it-1})$	1.038 <sup>s</sup>	1.043 <sup>s</sup>	$\Delta \ln(a-mbl_{it-1})$	0.201
<i>Trend</i>	0.029 <sup>s</sup>	0.038 <sup>s</sup>	<i>Trend</i>	0.032 <sup>s</sup>
$m_1$	-1.63	-1.60	$m_1$	-2.52 <sup>s</sup>
$m_2$	-0.18	-0.10	$m_2$	0.78
<i>J-stat</i>	14.35	9.96	<i>J-stat</i>	15.53
<i>L</i>	2	2	<i>L</i>	2
<i>Nombre Obs.</i>	200	217	<i>Nombre Obs.</i>	184
3- $\ln(p-mbl_{it})$	MMG-D	MMG-S		
$\ln(p-mbl_{it-1})$		0.445 <sup>s</sup>	0.941 <sup>s</sup>	
<i>Trend</i>		-0.011 <sup>s</sup>	-0.001	
$m_1$		-1.45	-1.75	
$m_2$		-0.63	-0.72	
<i>J-stat</i>		8.87	12.10	
<i>L</i>		2	2	
<i>Nombre Obs.</i>		116	142	
4- $\ln(p-fix_{it})$	MMG-D	MMG-S		
$\ln(p-fix_{it-1})$		0.694 <sup>s</sup>	0.818 <sup>s</sup>	
<i>Trend</i>		0.008	0.006	
$m_1$		-1.79	-2.01 <sup>s</sup>	
$m_2$		0.20	0.22	
<i>J-stat</i>		11.71	11.81	
<i>L</i>		2	2.00	
<i>Nombre Obs.</i>		97	112	
5- $\ln(l-emp_{it})$	MMG-D	MMG-S	$\Delta \ln(l-emp_{it})$	MMG-D
$\ln(l-emp_{it-1})$	1.017 <sup>s</sup>	1.015 <sup>s</sup>	$\Delta \ln(l-emp_{it-1})$	0.131
<i>Trend</i>	---	---	<i>Trend</i>	---
$m_1$	-2.79 <sup>s</sup>	-2.78 <sup>s</sup>	$M_1$	-3.22 <sup>s</sup>
$m_2$	-0.24	-0.25	$M_2$	-0.07
<i>J-stat</i>	15.98	15.98	<i>J-stat</i>	13.83
<i>L</i>	2	2	<i>L</i>	2
<i>Nombre Obs.</i>	198	216	<i>Nombre Obs.</i>	181

<sup>s</sup> : Significatif au seuil  $\alpha = 0.05$

**Tableau II**  
Tests de stationnarité des indicateurs de performance  
(Panel 2)

1- $\ln(r-lp_{it})$	MMG-D	MMG-S	$\Delta \ln(r-lp_{it})$	MMG-D
$\ln(r-lp_{it-1})$	0.927 <sup>s</sup>	1.041 <sup>s</sup>	$\Delta \ln(r-lp_{it-1})$	0.632 <sup>s</sup>
<i>Trend</i>	0.009 <sup>s</sup>	0.003 <sup>s</sup>	<i>Trend</i>	0.002
$m_1$	-1.59	-1.63	$m_1$	-2.21 <sup>s</sup>
$m_2$	1.12	1.07	$m_2$	1.62
<i>J-stat</i>	12.88	13.29	<i>J-stat</i>	11.54
<i>L</i>	2	2	<i>L</i>	2
<i>Nombre Obs.</i>	208	224	<i>Nombre Obs.</i>	208
2- $\ln(a-mbl_{it})$	MMG-D	MMG-S	$\Delta \ln(a-mbl_{it})$	MMG-D
$\ln(a-mbl_{it-1})$	1.004 <sup>s</sup>	1.075 <sup>s</sup>	$\Delta \ln(a-mbl_{it-1})$	0.690 <sup>s</sup>
<i>Trend</i>	0.028 <sup>s</sup>	0.026 <sup>s</sup>	<i>Trend</i>	0.018 <sup>s</sup>
$m_1$	0.55	0.31	$m_1$	-1.85
$m_2$	-0.07	-0.41	$m_2$	-0.68
<i>J-stat</i>	14.26	14.88	<i>J-stat</i>	14.83
<i>L</i>	2	2	<i>L</i>	2
<i>Nombre Obs.</i>	208	224	<i>Nombre Obs.</i>	208
3- $\ln(p-mbl_{it})$	MMG-D	MMG-S		
$\ln(p-mbl_{it-1})$		0.377		0.939 <sup>s</sup>
<i>Trend</i>		-0.043 <sup>s</sup>		-0.05
$m_1$		-0.64		-1.37
$m_2$		1.49		-0.07
<i>J-stat</i>		7.55		2.01
<i>L</i>		2		2
<i>Nombre Obs.</i>		115		138
4- $\ln(p-fix_{it})$	MMG-D	MMG-S		
$\ln(p-fix_{it-1})$		0.544 <sup>s</sup>		0.865 <sup>s</sup>
<i>Trend</i>		-0.23 <sup>s</sup>		-0.07
$m_1$		-2.02 <sup>s</sup>		-1.84
$m_2$		0.17		0.19
<i>J-stat</i>		12.58		14.52
<i>L</i>		2		2
<i>Nombre Obs.</i>		116		134
5- $\ln(l-emp_{it})$	MMG-D	MMG-S	$\Delta \ln(l-emp_{it})$	MMG-D
$\ln(l-emp_{it-1})$	0.782 <sup>s</sup>	0.984 <sup>s</sup>	$\Delta \ln(l-emp_{it-1})$	0.008
<i>Trend</i>	0.023 <sup>s</sup>	0.08 <sup>s</sup>	<i>Trend</i>	0.004
$m_1$	-2.26 <sup>s</sup>	-2.10 <sup>s</sup>	$m_1$	-2.73 <sup>s</sup>
$m_2$	-1.48	-1.45	$m_2$	-0.99
<i>J-stat</i>	12.96	10.93	<i>J-stat</i>	13.03
<i>L</i>	2	2	<i>L</i>	2
<i>Nombre Obs.</i>	199	216	<i>Nombre Obs.</i>	199

<sup>s</sup>: Significatif au seuil  $\alpha = 0.05$

**Tableau III-a**  
Tests de causalité  
(Panel 2)<sup>45</sup>

Variable dépendante : <i>ln a-mbl</i>	Variable indépendante : <i>chk-bal</i>	Lag=2				
<i>Arellano-Bond dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM results</i>						
Group variable : pays		Number of obs = 152				
Time variable : année		Number of groups = 16				
Number of instruments = 66		Obs per group: min = 4				
Wald chi2 (15) = 106814.75		avg = 9.50				
Prob > chi2 = 0.000		max = 10				
Coef.	Robust Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf. Interval]		
<i>ln (a-mbl)</i>						
LD.	.3992 <sup>s</sup>	.1553	2.57	0.010	.0949	.7035
L2D.	-.0747	.2117	-0.35	0.725	-.4899	.3406
L3D.	.1621	.2659	0.61	0.542	-.3591	.6834
<i>chk-bal</i>						
L1.	.0006	.0048	0.12	0.904	-.0089	.0101
L2.	-.0063	.0083	-0.76	0.450	-.0226	.0100
L3.	-.0292 <sup>s</sup>	.0081	-3.62	0.000	-.0449	-.0134
crpt	.0042	.0135	0.31	0.758	-.0224	.0307
loi	.0118 <sup>s</sup>	.0057	2.07	0.039	.0006	.0230
q-adm	.0559	.0439	1.27	0.203	-.0302	.1420
exprop	-.0223 <sup>s</sup>	.0109	-2.05	0.041	-.0437	-.0009
ccr-fix	.0135	.0456	0.30	0.767	-.0758	.1028
ccr-mbl	.1455 <sup>s</sup>	.0337	4.32	0.000	.0795	.2115
priv	.1445	.0854	1.69	0.091	-.0229	.3119
change	.0171 <sup>s</sup>	.0075	2.27	0.023	.0023	.0318
sep-regul	-.0286	.0416	-0.69	0.492	-.1101	.0529
Hansen test of overid. restrictions : chi2 (51) = 0.00 Prob > chi2 = 1.000						
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.12 Pr > z = 0.034						
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.05 Pr > z = 0.293						
Signification jointe - coefficients de " $\Delta \ln (a-mbl)$ " et " <i>chk-bal</i> " (lag length max =3)						
test L3D. <i>ln a-mbl</i>	L3. <i>chk-bal</i>	Chi2 (2) = 13.22	Prob > chi2 = 0.0013			
Signification jointe des coefficients de " <i>chk-bal</i> " (lag length : 1 ; 2 ; 3)						
test L1. <i>chk-bal</i>	L2. <i>chk-bal</i>	L3. <i>chk-bal</i>	Chi2 (3) = 17.11	Prob > chi2 = 0.0007		

<sup>s</sup>: Significatif au seuil  $\alpha = 0.05$

<sup>45</sup> Pour le Panel 1 (au dessus de la médiane), nous n'avons pas obtenu de résultats significatifs pour la causalité au sens de Granger.

**Tableau III-b**  
Tests de causalité  
(Panel 2)

Variable dépendante : $\ln(a\text{-}mbl)$		Variable indépendante : $inst$		Lag=2		
<i>Arellano-Bond dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM results</i>						
Number of instruments = 68				Number of obs = 168		
Wald chi2 (15) = 377.60				Number of groups = 16		
Prob > chi2 = 0.000				Obs per group: avg = 10.50		
	Coef.	Robust Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf. Interval]	
$\ln(a\text{-}mbl)$						
LD.	.5745 <sup>s</sup>	.1948	2.95	0.003	.1927	.9562
L2D.	-.1336	.2041	-0.65	0.513	-.5336	.2663
$inst$						
L1.	.0089 <sup>s</sup>	.0039	2.31	0.021	.0014	.0165
L2.	-.0082 <sup>s</sup>	.0040	-2.02	0.043	-.0161	-.0002
chk-bal	-.0012	.0051	-0.24	0.807	-.0112	.0087
ccr-fix	.0259	.0603	0.43	0.666	-.0921	.1441
ccr-mbl	.1009 <sup>s</sup>	.0338	2.98	0.003	.0346	.1672
sep-regul	.0569	.0465	1.22	0.221	-.0343	.1481
priv	.1546	.0862	1.79	0.073	-.0145	.3236
Hansen test of overid. restrictions: chi2(59) = 4.13 Prob > chi2 = 1.000						
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.69 Pr > z = 0.007						
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.35 Pr > z = 0.729						
Signification jointe - coefficients de " $\Delta \ln(a\text{-}mbl)$ " et " $inst$ " (lag length max = 2)						
test L2D. $\ln a\text{-}mbl$	L2. $inst$	Chi2 (2) = 5.09	Prob > chi2 = 0.0785			
Signification jointe des coefficients de " $inst$ " (lag length : 1 ; 2)						
test L1. $inst$	L2. $inst$	Chi2 (2) = 5.49	Prob > chi2 = 0.0642			
Variable dépendante : $\ln(p\text{-}mbl)$		Variable indépendante : $inst$		Lag=2		
Number of instruments = 28				Number of obs = 115		
Wald chi2(7) = 192901.35				Number of groups = 15		
Prob > chi2 = 0.000				Obs per group: avg = 7.67		
	Coef.	Robust Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf. Interval]	
$\ln(p\text{-}mbl)$						
L1.	.0988	.1767	0.56	0.576	-.2474	.4451
$inst$						
L1.	-.0328 <sup>s</sup>	.0081	-4.03	0.000	-.0488	-.0169
chk-bal	-.0104	.0156	-0.67	0.503	-.0409	.0201
priv	.6537 <sup>s</sup>	.1936	3.38	0.001	.2742	1.0333
ccr-fix	-.1522 <sup>s</sup>	.0618	-2.46	0.014	-.2732	-.0311
ccr-mbl	-.1083 <sup>s</sup>	.0327	-3.32	0.001	-.1723	-.0443
sep-regul	-.2999 <sup>s</sup>	.0717	-4.18	0.000	-.4404	-.1594
Hansen test of overid. restrictions: chi2(59) = 4.20 Prob > chi2 = 1.000						
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = 0.38 Pr > z = 0.705						
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.99 Pr > z = 0.322						
Signification jointe - coefficients de " $\ln(p\text{-}mbl)$ " et " $inst$ " (lag length max = 1)						
test L1. $\ln p\text{-}mbl$	L1. $inst$ :	Chi2 (2) = 33.10	Prob > chi2 = 0.0000			
Signification "jointe des coefficients" de " $inst$ " (lag length : 1)						
test L1. $inst$ :	Chi2 (1) = 16.28	Prob > chi2 = 0.0001				

<sup>s</sup>: Significatif au seuil  $\alpha = 0.05$



## D. Tableaux statistiques des résultats (régressions)

**Tableau IV-a**  
Paramètres estimés / modèle MMG-D  
(Panel 1)

<i>Arellano-Bond dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM results</i>							
Group variable : pays				Time variable : année			
<u>Variabes expliquées</u>							
1- Télédensité du fixe ( <i>r-lp</i> )				2- Nombre d'abonnements au cellulaire ( <i>a-mbl</i> )			
	Coef.	z	P> z		Coef.	z	P> z
<i>ln (r-lp)</i>				<i>ln (a-mbl)</i>			
LD.	.1529	1.37	0.171	LD.	.9560 <sup>s</sup>	2.26	0.024
Inst	-.0014	-0.74	0.460	inst	.0005	0.06	0.948
chk-bal	.0071	0.84	0.400	chk-bal	-.0214	-1.32	0.185
ccr-fix	-.0635 <sup>s</sup>	-2.87	0.004	ccr-fix	-.0486	-1.10	0.273
ccr-mbl	.0065	1.13	0.258	ccr-mbl	.0975 <sup>s</sup>	2.64	0.008
sep-regul	.0013	0.08	0.935	sep-regul	-.0505	-1.25	0.211
priv	.0902 <sup>s</sup>	2.64	0.008	priv	.2751 <sup>s</sup>	2.07	0.038
dnst-pop	.0005	0.44	0.658	dnst-pop	.0108	1.36	0.174
pop-rural	-.0107 <sup>s</sup>	-2.23	0.026	pop-rural	.0175	1.37	0.171
<i>Time dummies</i>				<i>Time dummies</i>			
1988	-.0023	-0.21	0.832	1988	.1428 <sup>s</sup>	2.60	0.009
1989	-.0240	-1.88	0.061	1989	.0647 <sup>s</sup>	2.30	0.021
1990	-.0119	-0.84	0.402	1990	.0925 <sup>s</sup>	2.50	0.013
1991	-.0299 <sup>s</sup>	-3.03	0.002	1991	.0663	1.33	0.184
1992	-.0101	-0.78	0.438	1992	.0934 <sup>s</sup>	2.22	0.027
1993	-.0306	-1.76	0.079	1993	.1092 <sup>s</sup>	2.04	0.042
1994	-.0172	-0.82	0.411	1994	.1265	1.87	0.061
1995	-.0502 <sup>s</sup>	-2.38	0.017	1995	.1640 <sup>s</sup>	2.14	0.033
1996	-.0315	-1.27	0.203	1996	.1514	1.57	0.117
1997	-.0293	-0.97	0.331	1997	.1912	1.73	0.085
1998	-.0712 <sup>s</sup>	-2.21	0.027	1998	.2302	1.85	0.064
1999	-.0679 <sup>s</sup>	-2.03	0.043	1999	.2658 <sup>s</sup>	2.11	0.034
<i>Nombre d'instruments</i>		147		<i>Nombre d'instruments</i>		121	
<i>m</i> <sub>1</sub>		-2.87 <sup>s</sup>		<i>m</i> <sub>1</sub>		-2.85 <sup>s</sup>	
<i>m</i> <sub>2</sub>		0.38		<i>m</i> <sub>2</sub>		2.21 <sup>s</sup>	
<i>J</i> -stat		0.77		<i>J</i> -stat		0.05	
<i>L</i>		2		<i>L</i>		2	
<i>Nombre Obs.</i>		185		<i>Nombre Obs.</i>		177	
<i>Endogénéité des réformes</i>		Oui		<i>Endogénéité des réformes</i>		Oui	

<sup>s</sup>: Significatif au seuil  $\alpha = 0.05$

**Tableau IV-b**  
Paramètres estimés / modèle MMG-D  
(Panel 1)

<i>Arellano-Bond dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM results</i>			
Group variable : pays			Time variable : année
<u>Variables expliquées</u>			
<b>3- Lignes principales par employé (<i>l-emp</i>)</b>			
	Coef.	z	P> z
<i>ln (l-emp)</i>			
LD.	-.0300	-0.40	0.686
inst	-.0023	-0.47	0.638
chk-bal	-.0032	-0.37	0.710
ccr-fix	-.1539 <sup>s</sup>	-4.26	0.000
ccr-mbl	-.0145	-1.14	0.254
sep-regul	-.0014	-0.04	0.966
priv	.2599 <sup>s</sup>	4.41	0.000
dnst-pop	.0075 <sup>s</sup>	2.87	0.004
pop-rural	-.0163 <sup>s</sup>	-2.00	0.045
<i>Time dummies</i>			
1992	-.0076	-0.13	0.900
1993	-.0277	-0.39	0.698
1994	.0116	0.17	0.864
1995	-.0002	-0.00	0.998
1996	.0036	0.05	0.960
1997	-.0499	-0.56	0.577
1998	-.1339	-1.39	0.164
1999	-.1178	-1.38	0.168
<i>Nombre d'instruments</i>		139	
<i>m</i> <sub>1</sub>		-2.95 <sup>s</sup>	
<i>m</i> <sub>2</sub>		-0.99	
<i>J</i> -stat		0.00	
<i>L</i>		2	
<i>Nombre Obs.</i>		174	
<i>Endogénéité des réformes</i>		Oui	
<b>4- Tarif du fixe (<i>p-fix</i>)</b>			
	Coef.	z	P> z
<i>ln (p-fix)</i>			
L1.	.6020 <sup>s</sup>	12.26	0.000
inst	-.0346 <sup>s</sup>	-2.27	0.023
chk-bal	-.0099	-0.39	0.696
ccr-fix	.0447	0.66	0.508
ccr-mbl	.0018	0.03	0.980
sep-regul	-.1110	-1.07	0.283
Priv	-.0369	-0.15	0.883
dnst-pop	.0248 <sup>s</sup>	3.08	0.002
pop-rural	.1052 <sup>s</sup>	5.09	0.000
<i>Time dummies</i>			
1992	.4438 <sup>s</sup>	5.12	0.000
1993	.3476 <sup>s</sup>	3.47	0.001
1994	.4771 <sup>s</sup>	4.48	0.000
1995	.5653 <sup>s</sup>	4.78	0.000
1996	.6422 <sup>s</sup>	3.58	0.000
1997	.7272 <sup>s</sup>	4.43	0.000
1998	.6302 <sup>s</sup>	3.35	0.001
1999	.6542 <sup>s</sup>	3.21	0.001
<i>Nombre d'instruments</i>		87	
<i>m</i> <sub>1</sub>		-1.93	
<i>m</i> <sub>2</sub>		0.13	
<i>J</i> -stat		0.00	
<i>L</i>		2	
<i>Nombre Obs.</i>		90	
<i>Endogénéité des réformes</i>		Oui	
<b>5- Tarif du cellulaire (<i>p-mbl</i>)</b>			
	Coef.	z	P> z
<i>ln (p-mbl)</i>			
L1.	.5279 <sup>s</sup>	8.02	0.000
inst	.0093	0.79	0.428
Chk-bal	.0113	1.31	0.190
ccr-fix	-.0121	-0.35	0.724
ccr-mbl	.0655	1.72	0.086
sep-regul	.1084	1.28	0.199
priv	-.2401	-1.06	0.287
dnst-pop	-.0098	-1.14	0.254
pop-rural	.0178	1.57	0.117
<i>Time dummies</i>			
<i>Nombre d'instruments</i>			61
<i>m</i> <sub>1</sub>			-2.13 <sup>s</sup>
<i>m</i> <sub>2</sub>			-0.29
<i>J</i> -stat			8.45
<i>L</i>			2
<i>Nombre Obs.</i>			111
<i>Endogénéité des réformes</i>			Oui
	---		---
	---		---
	---		---

<sup>s</sup>: Significatif au seuil  $\alpha = 0.05$

## Références bibliographiques

- Alonso-Borrego, C. et M. Arellano, M., 1996, "Symmetrically normalized instrumental variable estimation using panel data", CEMFI Working Paper 9612.
- Anderson, T. W. et C. Hsiao, 1981, "Estimation of dynamic model with error components", *Journal of the American Statistical Association*, 76: 598-606.
- \_\_\_\_\_, 1982, "Formulation and estimation of dynamic model using panel data", *Journal of econometrics*, 18: 47-82.
- Arellano, M. et S.R. Bond, 1991, "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, 58: 277-97.
- Blundell, R. et S. Bond, 1998, "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87: 115-143.
- Cubbin, J. et Stern J., 2005, "Regulatory effectiveness and the empirical impact of variations in regulatory governance: Electricity industry capacity and efficiency in developing countries", World Bank Policy Research Working Paper 3535.
- Gasmi, F., Numba, P., et L. Recuero Virto, 2006, "Political accountability and regulatory performance in infrastructure industries: An empirical analysis", World Bank Policy Research Paper 4101.
- Granger, C., 1969, "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37 (3): 424-438.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. et H.S. Rosen, 1988, "Estimating vector auto regressions with panel data", *Econometrica*, 56: 1371-95.
- North, D. C., 1991, "Institutions", *Journal of Economic Perspectives*, 5: 97-112.
- Roodman, D., 2005, "xtabond2: Stata Module to Extend xtabond Dynamic Panel Data Estimator", Document du Center for Global Development, Washington, DC.
- Sevestre, P., 2002, *Econométrie des données de panel*, Dunod, pp. 109-152.
- \_\_\_\_\_ et A. Trognon, 1996, *Dynamic linear models in the econometrics of panel data*, ch. 7, Kluwer Academic Publishers.
- Spiller, P., Stein, E. et M. Tommasi, 2003, "Political institutions, policymaking processes and policy outcomes. An inter temporal transactions framework", Design Paper DP1 for the project *Political institutions, policymaking processes and policy outcomes*.
- Spiller, P.T. et M. Tommasi, 2003, "The institutions of regulation: An application to public utilities", *Handbook of Telecommunications Economics*, Vol. 2.

\_\_\_\_\_, 2007, *The institutional foundations of public policy in Argentina - A transactions cost approach*", Cambridge University Press.

Spiller, P. et S. Liao, 2006, "Buy, lobby or sue: Interest groups' participation in policy making - A selective survey", NBER Working Paper 12209.