

**L'IMPACT DE L'INFRASTRUCTURE SUR LA
CROISSANCE ÉCONOMIQUE DE LONG TERME DANS
LES PAYS DE MENA : ANALYSE DES SECTEURS
D'ÉLECTRICITÉ ET DES TÉLÉPHONES EN DIX PAYS,**

1975- 1999

KHEDHIRI, Sami¹

NCIBI, Nizar

Résumé

Dans ce papier on présente une analyse empirique pour mettre en évidence l'impact de long terme de l'infrastructure sur la croissance économique. On applique les tests individuels de racines unitaires pour chacune des variables retenues. La constatation empirique que ces tests souffrent de problème de puissance nous amène à considérer les tests de racines unitaires en panel. On passe par la suite à l'étude de la relation de long terme entre les différentes variables de l'infrastructure et le PIB en appliquant les méthodes de la cointégration dans les données d'un panel de dix pays de la région du moyen orient et de l'Afrique du nord. A l'opposé des résultats individuels pour chaque pays considéré, nos résultats mettent en évidence l'existence d'une relation de long terme entre la croissance économique de ces pays et leurs niveaux d'infrastructure, et par conséquent les choix et les décisions économiques peuvent être ciblés en fonction de cette relation.

Abstract

In this paper we present an empirical analysis to investigate the long run effects on investment in infrastructure on economic growth in the Middle East and North Africa region. It is well known that individual unit root tests suffer from lack of power and therefore may give misleading results. Using richer data source such as panel data would overcome this caveat. In our empirical study we find evidence of a

* Sami Khedhiri is Asóciate Professor of Statistics and Quantitative Economics at the University of Wollongong in Dubai; Visiting Associate Professor of Statistics and Econometrics at the University of Southern California, e-mail: SamiKhedhiri@uowdubai.ac.ae

long run relationship between infrastructure and economic growth based on alternative panel cointegration tests applied to ten MENA countries. We believe that this result is very important in terms of the choice of government policies and economic decisions. Our results cast a new dimension to the importance of investing in infrastructure as a promising device to generate higher economic growth in the MENA region.

1. Introduction

Contexte Régional.

La région Moyen-Orient et Afrique du Nord (MENA)¹ est une région économiquement diverse qui regroupe à la fois les pays du Golfe riches en pétrole et des pays pauvres en ressources par rapport à leur population tels que l'Égypte, le Maroc et le Yémen. Deux facteurs ont lourdement pesé au cours des 25 dernières années sur l'économie de la région : le prix du pétrole, et l'emprise traditionnelle de l'Etat sur les politiques et les structures économiques. À partir de la fin des années 90, nombre des économies de la région ont lancé un vaste programme de réformes pour rétablir l'équilibre macroéconomique et promouvoir le développement impulsé par le secteur privé. Malgré ces améliorations, la région reste confrontée à de graves problèmes économiques et sociaux. Le taux de chômage moyen dans la région reste supérieur à 15 % et la part du secteur public dans l'économie régionale est la plus élevée du monde. Plusieurs pays restent très vulnérables aux aléas climatiques et aux fluctuations des prix des produits de base en raison de leur faible base de ressources économiques. Les infrastructures et les services de base essentiels à la croissance du secteur privé restent insuffisants, et l'intégration de la région dans l'économie mondiale progresse plus lentement que celle des autres régions en développement.

Infrastructure Publique

Dans une série d'études controversées mais pénétrantes, Aschauer (1990) soutient que l'infrastructure de base est une importante source de croissance de la productivité et que le ralentissement de la productivité survenu après 1973 peut être attribué en grande partie au

ralentissement observé dans les investissements publics. Ces affirmations ont déclenché un grand débat sur les conséquences d'une telle hypothèse au plan des politiques et ont fait ressortir des questions économétriques importantes, notamment les biais pouvant découler de tendances communes, l'omission de variables et une causalité inverse.

Notre approche est basée sur le modèle de croissance de Barro (1990). Le capital d'infrastructure est un input dans la production agrégé. Cependant, il peut être à l'origine de la réduction d'investissements générés à partir d'autres types de capitaux. Ce modèle implique une relation simple entre le revenu et les stocks d'infrastructure. Lorsque le niveau d'infrastructure est inférieur au seuil maximisant la croissance, les chocs positifs subis par l'infrastructure semblent améliorer le niveau d'output. Cependant, au dessus du niveau optimal, ces chocs peuvent réduire le niveau d'output. Le niveau du stock d'infrastructure est donc relatif par rapport au niveau maximisant la croissance. Kocherlakota et Yi (1997) utilisent une approche similaire afin d'étudier la relation entre le stock de capital public et les changements substantiels du PIB aux Etats Unis pendant la dernière centaine d'années. Notre approche est construite sur la base de leur méthodologie.

Malgré qu'on se base sur la même intuition, notre travail possède des caractéristiques distinctives. Kocherlakota et Yi s'intéressent à l'existence d'un effet de long terme, alors que nous précisons le signe de cet effet.

Nous mettons en relief un certain nombre d'innovations. Tout d'abord, nous utilisons des mesures d'infrastructure physiques, Kilowatts de capacité générant l'électricité et le nombre de téléphones, au lieu de la construction des stocks estimés à partir des flux d'investissements.

Bien que les mesures physiques semblent être inadmissibles pour la qualité, les investissements monétaires en infrastructure peuvent être considérés comme étant un indicateur de puissance faible de la quantité du capital d'infrastructure utilisée. En second lieu, nous

signalons une évidence décrite par l'existence d'une racine unitaire pour à la fois le PIB et les données d'infrastructure utilisées. Certains problèmes relatifs à l'existence de racines unitaires peuvent être résolus à travers la mise en œuvre des différences premières. Cependant, ce ci ne tient pas compte de la possibilité de déterminer une relation de long terme lorsque les séries sont co-intégrées.

2. Le modèle et les données

a. Les premiers tests de racine unitaire dans les données de panel

Nous commençons par décrire brièvement les procédures les plus utilisées pour tester l'existence des racines unitaires dans les données de panel. Baltagi et Kao (2000) ont fourni une revue détaillée de cette littérature. Les premiers papiers qui ont proposé des tests de racines unitaires sont ceux développés par Quah (1994), Levin et Lin (1993), et Levin et *al.*(2002). Les deux premiers tests ne considèrent pas le cas des panels hétérogènes malgré que le test de Levin-Lin (dénotté par LL) inclut certains effets spécifiques différents pour les groupes. De plus, le test LL exige la condition asymptotique que (N/T) tend vers zéro.

Récemment les chercheurs empiriques se sont plus intéressés au test de Im, Pesaran, et Shin (1997, dénoté par IPS) et aussi au test de Maddala et Wu (1998, dénoté par MW). La supériorité de ces tests c'est qu'ils s'appliquent pour les données de panels hétérogènes.

On considère le modèle $y_{it} = r_i y_{it-1} + e_{it}$, $i = 1, \dots, N$, et $t = 1, \dots, T$. On veut tester l'hypothèse nulle de racine unitaire : $r_i = r = 1$ pour tout i , contre l'alternative $r < 1$ pour au moins une valeur de i .

Il est clair que l'hypothèse qui stipule que toutes les composantes ont une racine unitaire contre l'alternative que toutes les composantes n'ont pas une racine unitaire est une hypothèse restrictive. Maddala présente une étude comparative par des simulations et propose un test alternatif qui est plus performant que le test de Levin et Lin.

b. Le test de Im, Pesaran et Shin (1997)

Ce test s'adapte explicitement à l'hétérogénéité à travers les groupes et aux différents modèles de corrélation périodique. Le test est basé sur la moyenne des statistiques des tests individuels de racine unitaire pour les panels. Soit $D y_{i,t} = \alpha_i + r_i y_{i,t-1} + e_{i,t}$

On veut tester l'hypothèse nulle $H_0: r_i = 0$, pour tout i , contre l'hypothèse alternative

$H_A: \rho_i < 0$ pour $i = 1, \dots, N_A$, et $\rho_i = 0$ pour $i = N_A + 1, \dots, N$.

Pour appliquer le test on considère les régressions ADF suivantes :

$$D y_{i,t} = r_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} q_{i,j} D y_{i,t-j} + \alpha_i + h_{i,t} ;$$

$t=1,2,\dots,T$

Par la suite on calcule la moyenne des statistiques LM :

$$(\overline{LM})_{N,T} = N^{-1} \sum_{i=1}^N LM_{i,T}(p_i, J_i)$$

où $J_i = (J_{i,1}, J_{i,2}, \dots, J_{i,p_i})'$, et

$LM_{i,T}(p_i, J_i)$ désigne la statistique individuelle utilisée pour tester $r_i = 0$

Im, Pesaran et Shin indiquent que le test exige seulement que le rapport (N/T) tend vers k , une constante positive et finie, et non pas vers 0 comme dans le cas de Levin et Lin. La statistique $\overline{LM}$ normalisée suit la loi normale centrée et réduite.

Il faut noter cependant que IPS n'exerce pas un investissement pour étudier le comportement de la puissance du test sous différentes combinaisons de séries stationnaires ou non - stationnaires retenues dans le modèle.

c. Le test de Maddala et Wu(1998)

Le test proposé par Maddala et Wu (MW) surmonte certaines des limitations des autres tests de racine unitaire en panel. MW utilise le test de Fisher, sur la base des valeurs de probabilités de l'erreur de première espèce des tests individuels.

$$F = -2 \sum \log_e p_i \rightarrow \chi^2, \text{ où le degré de liberté est égal à } 2N.$$

Le test de Fisher est un test exact, à l'opposé du test asymptotique de IPS.

d. La cointégration dans les données de Panel

Cette littérature est récente et elle se développe d'une manière très rapide. McCoskey et Kao (1998) et Banerjee (1999) ont fourni une présentation détaillée des divers tests. Dans ce qui suit on présente et on compare trois études récentes portant sur les tests de co-intégration dans les données de panel, à savoir Kao (1999), Pedroni (1997, 1999, 2000) et McCoskey et Kao (1998).

Il est important de noter que les deux premiers papiers présentent des tests où l'hypothèse nulle décrit l'absence de co-intégration. Les auteurs utilisent des tests basés sur les résidus de la régression statique par analogie à la méthode de Engle et Granger. Cependant, dans la formulation du dernier test, l'hypothèse nulle est décrite par la co-intégration des variables. Une idée similaire a été avancée par Harris et Inder (1994).

e. Tester l'hypothèse nulle de cointégration

Le premier ensemble de tests de co-intégration basés sur les résidus dans les modèles des données de panels repose sur l'hypothèse nulle d'absence de co-intégration comme il a été suggéré dans la littérature des séries chronologiques (voir McCoskey et Kao(1998)). On distingue deux cas ; dans le premier on suppose que les coefficients des variables sont communs pour tous les membre du panel, et dans le second cas on suppose que ces coefficients sont différents et donc on fait l'hypothèse de l'hétérogénéité des groupes du panel. C'est ce cas plus général qui sera considéré dans notre étude empirique.

f. Autres tests de cointegration dans les panels

Kao (1999) propose de tester la présence de co-intégration tout en utilisant un test du type ADF. Il présente le modèle de la régression fallacieuse dans les données de panels et examine les propriétés asymptotiques des moindres carrés avec variables muettes. Il présente également les tests de cointégration en panel basés sur les résidus de la régression.

Soit le modèle $y_{i,t} = a_i + x_{i,t} b_i + e_{i,t}$, où $i=1, \dots, N$ et $t=1, \dots, T$

La particularité de ce modèle est que nous testons la présence de co-intégration pour chaque coupe transversale du panel sous recourt à l'hypothèse de l'indépendance entre les groupes.

Le test ADF est construit à partir de la régression des résidus différenciés :

$$D \hat{e}_{i,t} = r_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p J_{ij} D \hat{e}_{i,t-j} + v_{i,tp}$$

L'hypothèse nulle $H_0: r_i = 0$ d'absence de co-intégration pour chaque valeur de i est évaluée par la moyenne des tests ADF individuels :

$$\hat{t}_{ADF} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{i,ADF}$$

On obtient la distribution normale de la statistique dilatée :

$$\sqrt{N}(\hat{t}_{ADF} - m_{ADF}) \rightarrow N(0, s_{ADF}^2).$$

Une approche alternative a été développée par Pedroni (1997, 1999) qui s'appui sur la moyenne en coupe transversale des statistiques de Philips et Ouliaris (1990).

$$Z_{\hat{a}-1} = \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{l})}{\left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)}, \text{ où } \hat{e}_{i,t}$$

représente le résidu de la régression de co-intégration, et $\hat{l}_i$ désigne le coefficient de correction des effets des variances et des covariances de la régression. On retrouve également la normalité de la statistique dilatée :

$$\sqrt{N}(TZ_{\hat{\alpha}-1} + 9.05) \rightarrow N(0, 35.98) .$$

Pedroni présente sept tests statistiques pour tester l'hypothèse nulle de non cointégration dans les données de panel. Nos résultats empiriques sont basés sur son approche, qui est d'ailleurs la plus citée dans les recherches empiriques.

3. Méthode et Résultats empiriques

Dans notre étude de l'impact des variables qui mesurent le niveau de l'infrastructure, notamment l'électricité et les téléphones, sur la croissance économique de long terme mesurée par le PIB, on utilise des séries annuelles couvrant la période 1975-1999. Les données sont relatives à quelques pays de la région MENA : Tunisie, Algérie, Maroc, Egypte, Syrie, Kuwait, Jordanie, Arabie Saoudite, Bahrayn, et Oman. Toutes les variables sont en logarithme.

a. Etude de la relation pour chaque pays

On commence par analyser les caractéristiques statistiques des séries individuelles pour chaque pays considéré. On présente dans le tableau 1 les résultats du test de racine unitaire qui montre qu'à l'exception du nombre de téléphone en Algérie, toutes les séries sont non stationnaires d'ordre 1 (on ne rapporte pas les résultats du test pour les séries différenciées).

La deuxième étape consiste à étudier l'existence de relation de long terme entre le PIB et les variables de l'infrastructure pour chaque pays. A cet effet on applique la méthode de Johansen pour déterminer les relations de cointégration entre les variables. Les résultats de la dernière colonne du tableau 1 montre qu'il n'existe aucune relation de long terme entre la croissance économique et les niveaux d'infrastructure pour tous les pays retenus.

Tableau 1 : Tests individuels de Racine Unitaire et de Co-intégration

Les pays	Les tests de Racine Unitaire			les tests de co-intégration
	PIB	Electricité	Téléphone	
Egypte	1.032955	1.307203	1.706808	-0.284
Syrie	0.978397	1.402870	-0.226392	-1.251
Jordan	-1.259152	1.745505	1.340863	-0.385
Algérie	-1.989386	0.566917	3.317298	-1.302
Maroc	-0.348100	0.894647	-0.492978	-0.590
Tunisie	1.991391	2.536679	3.752937	-1.072
Saoudite	-1.823431	-0.010989	1.209749	-0.396
Oman	-0.689193	2.462694	1.556144	-1.438
Bahrain	0.909987	1.490987	0.398321	-0.004
Kuwait	-2.114720	-0.279263	-1.211105	-0.417

Plusieurs auteurs, parmi lesquels on cite Hadri (1999), Hall et Urga(1999), ont trouvé que la puissance de ces tests effectués sur les séries en niveau ou sur les résidus de la régression de cointégration est faible et on accepte souvent l'hypothèse nulle, mais en utilisant une source de données plus riche telle que les données de panel, on obtient des tests beaucoup plus puissants contre les hypothèses alternatives appropriées.

b. Test de racine unitaire dans les données de panel

L'application du modèle à effets fixes sur les trois séries dans notre étude nous donne :

$$\hat{PIB}_t = 0.2284 - 0.0083PIB_{t-1}$$

$$\hat{Elec}_t = 0.5924 - 0.023Elec_{t-1}$$

$$\hat{Tel}_t = 0.2110 - 0.0108Tel_{t-1}$$

Les tests de racine unitaire sont calculés selon la méthode IPS sur Rats. Les résultats trouvés sont :

$$\text{Panel t-stat(PIB)} = -1.62$$

$$\text{Panel t-stat(Elec)} = -0.939$$

Panel t-stat(Tel)= -0.454

En comparant avec la valeur de la loi normale pour un niveau de risque égale à 5 pourcent, on trouve que le test IPS ne rejette pas l'hypothèse nulle de non stationnarité pour les trois séries.

c. Etude de la relation entre PIB et électricité

Dans un premier temps on applique les tests LL et IPS de racine unitaire pour les résidus de la régression du PIB sur la variable électricité. Les résultats des tests qu'on a calculés par le programme Xplore sont indiqués dans le tableau 2.

Tableau 2. Tests de Co-intégration dans les données de Panel

Les Tests	Les Résultats des Tests de Co-intégration
LL	-2.469
IPS	-0.697

Les résultats obtenus ne sont pas unanimes puisque le test IPS accepte l'hypothèse de non cointégration alors que le test LL indique l'existence de relation de long terme entre le PIB et le niveau d'électricité dans les pays de MENA.

Dans un deuxième temps et afin de trouver une solution à ce problème on a calculé les sept tests statistiques de Pedroni. Les résultats sont dans le tableau 3.

Tableau 3. Résultats des tests de Pedroni pour la relation de Cointégration en Panel

panel v-stat	-0.91385
panel rho-stat	-0.13638
panel pp-stat	-1.57274
panel adf-stat	-0.71359
group rho-stat	-0.82637
group pp-stat	-2.48446
group adf-stat	-1.67665

Les quatre premiers tests sont basés sur l'agrégation des données par la dimension « within », c'est-à-dire qu'on regroupe les coefficients d'auto-régression pour les différents pays du panel lorsqu'on teste l'existence de racine unitaire dans les résidus de l'équation. Les résultats indiquent l'absence de relation de cointégration dans ce cas.

Les trois derniers tests sont relatifs aux données agrégées selon la dimension « between », c'est-à-dire qu'on considère la moyenne des coefficients autorégressifs de chaque membre du panel pour effectuer le test de racine unitaire sur les résidus de la relation en niveau. Les résultats trouvés (deux sur trois tests) confirment l'existence d'une relation d'équilibre à long terme entre le PIB et le niveau de l'électricité des pays de MENA.

d. Relation entre PIB et Téléphone

On reprend la même méthode décrite ci-dessus pour analyser l'effet de l'élargissement du réseau téléphonique sur l'activité économique dans les pays MENA. Les résultats des tests de cointégration en panel de LL et de IPS sont indiqués dans le tableau 4, et les tests de Pedroni sont affichés dans le tableau 5. On remarque que l'hypothèse de cointégration est consolidée dans ce cas, à l'exception de trois tests de Pedroni qui se basent sur l'estimation intra groupes. A cet égard, on souligne que ces méthodes, à l'opposé des méthodes traditionnelles des séries temporelles, permettent d'estimer l'effet moyen de l'infrastructure sur la croissance même en absence d'une relation de long terme au niveau agrégé.

Tableau4 : Tests de Levin-Lin et de IPS pour la relation PIB-Téléphone.

Les Tests	Les résultats des tests de co-intégration
LL	-4.963
IPS	-3.445

Tableau 5 : Tests de Pedroni pour la relation PIB-Téléphone

panel v-stat	-0.42162
panel rho-stat	-0.61856
panel pp-stat	-2.19413
panel adf-stat	-1.06243
group rho-stat	-1.64519
group pp-stat	-3.49907
group adf-stat	-2.24369

e. Relation entre PIB, Electricité et Téléphone

Pour analyser l'effet conjoint des deux mesures de l'infrastructure sur la croissance on étudie la relation entre les trois variables. Les résultats dans les tableaux 6 et 7 montrent une évidence de relation de long terme entre la croissance économique et les niveaux d'infrastructure dans les pays de la région MENA.

Tableau 6 : Tests de la relation de cointégration en panel entre PIB-Téléphone-Electricité.

Les Tests	Les résultats des tests de co-intégration
LL	-4.788
IPS	-2.919

Tableau 7 : Résultats des tests de Pedroni : PIB-Téléphone-Electricité

panel v-stat	0.83487
panel rho-stat	-1.74123
panel pp-stat	-2.56010
panel adf-stat	-2.43601
group rho-stat	-0.61378
group pp-stat	-1.69857
group adf-stat	-1.60825

4. Conclusion

Les résultats obtenus dans cette étude montrent l'absence d'une relation de cointégration entre les différentes mesures de l'infrastructure et la croissance économique dans chacun des pays de

MENA pris individuellement. Cependant en utilisant le panel des pays dans son ensemble il est possible de déterminer l'effet moyen de l'infrastructure sur la croissance tout en tenant compte des spécificités individuelles de chaque pays. L'importance de cette relation est bien prise en considération dans les décisions économiques des gouvernements et des institutions financières de ces pays. Environ 10 milliard de dollars seront prochainement investis par une banque au Bahreïn dans plusieurs projets d'investissement en infrastructure, marquant l'un des plus grands projets dans le monde.

Bibliographie

- Aschauer, D. A. (1990) "Infrastructure and the Economy," Water Resources Update,
- Barro, R.J.(1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98, 103-125.
- Baltagi, B.H., Kao, C. (2000), "Non Stationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey", *Advances in Econometrics*, 15, 7-51.
- Banerjee, A. (1999), "Panel data unit roots and cointegration: An overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 607-629
- Hadri K. (1999), "Testing for stationarity in heterogeneous panel data" *Economics journal*, 1, 1-14.
- Harris, D. et Inder, B. (1994), "A test of the null hypothesis of cointegration" , dans C.P. Hargreaves (ed.), Non stationary time series analysis and cointegration, 133-152, *Oxford University Press*, Oxford.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., et Shin, Y. (1997), "Testing for unit roots in heterogeneous panels" *Mimeo*, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Kocherlakota, N. R., et Yi, K. (1997) "In there Endogenous Long Run Growth ? Evidence from the US and the UK", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 235-262.
- Levin, A., et Lin, C. F. (1992), "Unit Root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties", Department of Economics, UCSD, Discussion paper no. 92-93.
- Levin, A., Lin, C. F. et Chu., J. (2002), "Unit Root Tests in Panel

- Data: Asymptotic and finite-sample properties”, *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Maddala, G. S. et Wu, S. (1999) “A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
- McCoskey, S., et Kao, C. (1998), “A residual-based test of the null of cointegration in panel data” *Econometrics Reviews*, 17, 57-84.
- Pedroni, P. (1997), “Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis New Results”. *Indiana University*.
- Pedroni, P.(1999),”Critical Values for Co-integration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 83, 21-56.
- Pedroni, P. (2000), “Fully-Modified OLS For Heterogeneous Cointegrated Panels”, *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- Phillips, P.C.B et Ouliaris, S. (1990), “Asymptotic properties of residual based tests for cointegration”, *Econometrica*, 58, 165-193.
- Quah, D.(1994), “Exploiting Cross-Section Variations for Unit Root Inference in Dynamic Data”, *Economics Letters*, 44, 9-19.