

The Impact of Road Infrastructure on Regional Entrepreneurial Activity in Algeria: An Empirical Analysis Using Panel Data (2015-2019).

KEBIECHE Hicham ¹, Yousfat Ali ²

¹ The Spatial and Entrepreneurial Development Study Laboratory, Adrar, hicham.kebieche@univ-bejaia.dz

² The Spatial and Entrepreneurial Development Study Laboratory, Adrar, yousfatali@gmail.com

ARTICLE INFO

Article history:

Received:13/06/2023

Accepted:29/10/2023

Online:31/12/2023

Keywords:

road infrastructure

small and medium

enterprises

regional

entrepreneurship

panel data analysis

Algeria

JEL Code: L26, O18,

R11

ABSTRACT

This study examines the impact of road infrastructure on regional entrepreneurial activity in Algeria using panel data analysis for the period 2015 to 2019. The model includes four independent variables: road density per square kilometer, the road density per 1000 inhabitants, the density of primary schools per 1000 pupils, and the density of colleges and high schools per 1000 pupils. The dependent variable is the concentration of small and medium-sized enterprises (SMEs) per 1000 inhabitants in each region. The results suggest that road infrastructure has a significant positive impact on regional entrepreneurial activity. More specifically, an increase in road density per square kilometer and per 1,000 inhabitants leads to a higher concentration of SMEs in a region. However, the density of primary schools has a negative impact on regional entrepreneurial activity, while the density of middle and high schools has no significant effect. These findings have important implications for policy makers and stakeholders seeking to promote regional economic development in Algeria.

L'impact de l'infrastructure routière sur l'activité entrepreneuriale régionale en Algérie: une analyse empirique à l'aide de données de panel (2015-2019).

KEBIECHE Hicham ¹, Yousfat Ali ²

¹ The Spatial and Entrepreneurial Development Study Laboratory, Adrar, hicham.kebieche@univ-bejaia.dz

² The Spatial and Entrepreneurial Development Study Laboratory, Adrar, yousfatali@gmail.com

ARTICLE INFO

Reçu:13/06/2023

Accepté:29/10/2023

En ligne:31/12/2023

Mots clés:

infrastructures

routières

petites et moyennes

entreprises

entrepreneuriat

régional

analyse de données de

panel L26, O18, R11

Algérie

Code

JEL:L26,O18,R11

RÉSUMÉ

Cette étude examine l'impact des infrastructures routières sur l'activité entrepreneuriale régionale en Algérie à l'aide d'une analyse de données de panel pour la période de 2015 à 2019. Le modèle comprend quatre variables indépendantes : la densité routière par kilomètre carré, la densité routière pour 1000 habitants, la densité d'écoles primaires par 1000 élèves, et densité de collèges et lycées pour 1000 élèves. La variable dépendante est la concentration de petites et moyennes entreprises (PME) pour 1000 habitants dans chaque région. Les résultats suggèrent que l'infrastructure routière a un impact positif significatif sur l'activité entrepreneuriale régionale. Plus précisément, une augmentation de la densité routière par kilomètre carré et par 1 000 habitants entraîne une concentration plus élevée de PME dans une région. Cependant, la densité des écoles primaires a un impact négatif sur l'activité entrepreneuriale régionale, tandis que la densité des collèges et lycées n'a pas d'effet significatif. Ces résultats ont des implications importantes pour les décideurs politiques et les parties prenantes qui cherchent à promouvoir le développement économique régional en Algérie.

1. INTRODUCTION

L'entrepreneuriat est un moteur essentiel de la santé économique, du rajeunissement industriel, du changement social et du progrès technologique. Dans le but de déterminer comment soutenir au mieux un élément aussi important de la société, les chercheurs et les praticiens continuent de se demander pourquoi certains pays, régions et villes ont plus d'activité entrepreneuriale que d'autres. Malheureusement, la réponse n'est pas claire. Cette question clé a été soulevée par un ensemble d'études qui ont déplacé l'unité d'analyse des individus aux régions (Audretsch & Keilbach, 2007; Feldman, 2014; Fritsch & Falck, 2007; Parker, 2018; Reynolds et al., 1994; Sternberg, 2009; Sternberg & Wennekers, 2005). Elle est abordée en se concentrant sur le soutien basé sur la localisation ou l'infrastructure pour l'entrepreneuriat (Woolley, 2017) (Audretsch et al., 2015).

Sternberg (2009) identifie une multitude d'influences spatiales sur l'activité entrepreneuriale, allant de l'étendue du capital physique et du capital humain au capital social et au capital de connaissances. Interprétées à travers la vision d'Audretsch & Keilbach, (2007), ces trois dernières peuvent être interprétées comme renforçant les opportunités et les capacités entrepreneuriales, tandis que la première limite de telles opportunités et capacités.

Désormais, l'entrepreneuriat en Algérie est considéré comme un moteur essentiel de la croissance économique, de la création d'emplois et de l'innovation dans de nombreuses régions. En Algérie, le gouvernement encourage l'entrepreneuriat comme moyen de diversifier l'économie et de créer des opportunités d'emploi. L'infrastructure routière est l'un des principaux facteurs susceptibles d'influencer le développement de l'entrepreneuriat. Cependant, la relation entre l'infrastructure routière et l'activité entrepreneuriale en Algérie n'a pas été largement étudiée. Cette étude vise à combler cette lacune en examinant l'impact des infrastructures routières sur l'activité entrepreneuriale régionale en Algérie.

Sur la base de cet examen, l'objectif de cet article est d'analyser l'impact de l'infrastructure routière sur l'activité entrepreneuriale en Algérie au niveau régional. Nous examinons trois types d'infrastructures différents : les autoroutes (routes nationales), les chemins de Wilaya, les chemins communaux, ainsi que leur impact sur les taux de création d'entreprises régionales en Algérie.

La section suivante de cet article développe les principales hypothèses reliant l'infrastructure routière à l'entrepreneuriat sous la forme de l'activité entrepreneuriale. La troisième section porte sur les problèmes de mesure liés à la base de données principale. Les principales hypothèses font l'objet d'un examen empirique dans la quatrième section et les résultats les plus pertinents sont discutés et interprétés. Dans la dernière section de l'article, une conclusion est présentée. En particulier, cet article conclut que l'infrastructure a un impact positif sur l'activité entrepreneuriale régionale.

2. Le lien entre les infrastructures et l'activité entrepreneuriale

Les infrastructures physiques, bien qu'à forte intensité de capital, peuvent réduire les obstacles aux startups en facilitant la connectivité, l'interaction et l'échange de connaissances. Les investissements dans les infrastructures sont généralement réalisés par le secteur public ou des partenariats public-privé (PPP), créant un monopole naturel. L'infrastructure favorise les entreprises entrepreneuriales et l'entrepreneuriat de diffusion des connaissances (knowledge spillover) en permettant les interactions et l'échange d'idées. L'environnement décentralisé et fluide, comme on le voit au Etats-Unis dans la Silicon Valley californienne, favorise la diffusion de capacités et de compréhensions technologiques intangibles (Aschauer, 1989; Ghio et al., 2015; Lofstrom et al., 2014; Porter, 1990; Saxenian, 2021).

Des recherches limitées ont exploré l'impact de l'infrastructure sur l'entrepreneuriat et l'activité de démarrage. Certaines études, telles que celles d'Aschauer (1989), Morrison & Schwartz (1996) et Canning & Pedroni (2008), ont trouvé des preuves empiriques établissant un lien entre l'infrastructure et la croissance économique. Cependant, ces études considéraient les infrastructures comme homogènes, en supposant des impacts égaux sur la croissance économique. En réalité, différents types d'infrastructures, comme le haut débit, ont des effets variables sur l'activité des startups, car elles permettent l'accès à l'information et la connectivité.

L'infrastructure et le contexte de l'industrie sont deux facteurs hétérogènes qui influencent les décisions entrepreneuriales. Dans certaines industries comme le logiciel, l'accès à la communauté d'ingénieurs en logiciel et de programmeurs est crucial pour obtenir des informations et de nouvelles idées. Ainsi, les types d'infrastructure tels que le haut débit sont particulièrement propices à l'activité de startups dans les contextes de l'industrie du logiciel. Dans d'autres industries comme la fabrication, les infrastructures plus traditionnelles telles que les chemins de fer et les autoroutes jouent un rôle important dans la décision de créer une nouvelle entreprise. L'impact de l'infrastructure sur l'activité des startups varie en fonction du contexte spécifique de l'industrie (Audretsch et al., 2015).

Afin de tester notre hypothèse examinant l'impact de l'infrastructure routière sur l'activité entrepreneuriale, nous avons construit un ensemble de données à l'aide de différentes sources fournissant des données au plus petit niveau d'autorité régionale (la wilaya) des comtés en Algérie⁽¹⁾. L'infrastructures de transport sont connues pour jouer un rôle crucial dans la promotion de la croissance économique en réduisant les coûts de transport, en améliorant l'accès aux marchés et en facilitant la circulation des biens et des personnes. Cependant, la relation entre les infrastructures de transport et les activités entrepreneuriales, en particulier les petites et moyennes entreprises (PME), est un peu plus complexe.

D'une part, les infrastructures de transport peuvent offrir aux PME un meilleur accès aux marchés, aux fournisseurs et aux clients. Des infrastructures de transport efficaces peuvent réduire les coûts de transport, ce qui permet aux PME de transporter leurs marchandises plus facilement et à moindre coût et d'accéder à de nouveaux marchés. L'amélioration de l'accès au marché peut également conduire à une concurrence accrue, encourageant l'innovation et l'esprit d'entreprise.

D'autre part, les infrastructures de transport peuvent également influencer sur les choix d'implantation des PME. Les entrepreneurs peuvent choisir d'implanter leurs entreprises dans des zones dotées d'une bonne infrastructure de transport pour accéder aux marchés et aux fournisseurs. Cela peut entraîner des disparités régionales en matière de croissance économique et d'opportunités, les zones urbaines dotées de bonnes infrastructures de transport bénéficiant davantage que les zones rurales.

En outre, les infrastructures de transport peuvent influencer sur les coûts d'exploitation des PME. Dans certains cas, les coûts des infrastructures de transport peuvent constituer une charge pour les petites entreprises, en particulier celles situées dans des zones reculées ou rurales. Des coûts de transport élevés peuvent réduire la compétitivité des PME et entraver leur croissance et leur développement.

Dans l'ensemble, la relation entre les infrastructures de transport et les activités entrepreneuriales est complexe et dépend de divers facteurs tels que le type et la qualité des infrastructures de transport, la localisation des PME et le coût des affaires. Cependant, il est généralement admis qu'une infrastructure de transport efficace est un élément essentiel d'un environnement favorable aux PME et qu'elle peut favoriser la croissance économique en facilitant la circulation des biens et des personnes et en améliorant l'accès aux marchés.

3. Données & méthodologie (data & methodology)

Les données de panel couvrant la période de 2015 à 2019 pour 48 wilayas sont utilisées pour estimer un modèle de panel. La variable dépendante est la concentration de PME pour 1000 habitants dans chaque Wilaya (*txc_pme*). Les variables indépendantes comprennent la concentration de l'étendue des routes dans la Wilaya par superficie de Wilaya (*denrr_km2*), la concentration de l'étendue des routes dans la Wilaya pour 1000 habitants dans la Wilaya (*denrr_hab*), la densité des écoles primaires pour 1000 élèves (*etab_prim*), et la densité des collèges et lycées pour 1000 élèves (*etab_moysecon*). Une brève description des variables ainsi que les statistiques descriptives sont incluses dans le **tableau 1**.

Tableau 1. Statistiques descriptives

	Moyenne	Médiane	Max	Min	SD	Observations
<i>txc_pme</i>	17.95049	15.16524	53.24952	7.554588	8.436	240
<i>denrr_km2</i>	0.420912	0.407409	1.968908	0.003299	0.399745	240
<i>denrr_hab</i>	4.802505	3.272147	42.48944	0.709073	6.126784	240
<i>etab_prim</i>	4.967735	4.348928	55.26729	0.653851	4.015639	240
<i>etab_moysecon</i>	2.051645	2.00356	3.929559	1.345895	0.375318	240

4. Résultats empiriques & discussion (result)

4.1 Le modèle

$$txc_pme_{i,t} = \alpha + \beta_1 denrr_km2_{i,t} + \beta_2 denrr_hab_{i,t} + \beta_3 etab_prim_{i,t} + \beta_4 etab_moysec_{i,t} + u_{i,t}$$

Où *txc_pme_{i,t}* désigne le taux de concentration des PME pour 1000 habitants de la wilaya *i*, au cours de l'année *t* (*i* = 1,2, ...,48 et *t* = 2015, ...,2019). *denrr_km2_{i,t}* la densité du réseau routier par kilomètre carré, *denrr_hab_{i,t}* la densité du réseau routier pour mille habitants et les deux variables de contrôle, *etab_prim_{i,t}* et *etab_moysec_{i,t}* qui sont respectivement la densité des établissements scolaires primaire pour 1000 élèves et la densité des établissements

¹ issue de la base de données des ministères algériens d'industrie, de l'éducation nationale et des travaux publics.

scolaires moyens et secondaires pour 1000 élèves. Ces données de PANEL se composent de 48 wilayas algériennes sur 5 ans, de 2015 à 2019.

Le tableau 2. Donne l'estimation des paramètres du modèle par la méthode MCO (OLS), between et within avec leurs erreurs types (SE). Nous pouvons noter que les estimateurs between sont différentes des estimateurs within en utilisant un test de Hausman (1978) basé sur leur différence ⁽²⁾. **Le tableau 2.** Présente aussi les trois estimations FGLS des coefficients de régression ainsi que les estimations correspondantes de ρ , σ_μ et σ_v . Ces trois méthodes des effets aléatoires (REM) utilisées sous EViews, sont la procédure de Wallace et Hussain (1969), la procédure d'Amemiya (1971) nommée dans le logiciel Wansbeek & Kapteyn (1989), et la procédure de Swamy & Arora (1972). (voir l'annexe A.1). Dans le tableau de cette dernière procédure nous pouvez lire les valeurs $\hat{\sigma}_\mu = 6.615477$ et $\hat{\sigma}_v = 1.680547$, alors $\hat{\rho} = \hat{\sigma}_\mu^2 / (\hat{\sigma}_\mu^2 + \hat{\sigma}_v^2) = 0.9394$ et $\hat{\theta}$ peut être obtenu par $\hat{\theta} = 1 - \hat{\sigma}_v / \hat{\sigma}_\mu = 0.887$. Les estimations de θ sont plus proche de 1 que de 0, ce qui explique pourquoi la FGLS est plus proche de l'estimateur within que de l'estimateur MCO (OLS). Après, l'estimation itérative du maximum de vraisemblance de Breusch (1987) est effectuée (IMLE). Cette procédure a convergé vers un maximum global en trois à quatre itérations selon que l'on partait des estimateurs between ou within.

Notons que la régression à effet fixe (**annexe A.2**) affiche le test F pour la signification des effets individus (dans notre cas les wilayas). Il s'agit du test de Fisher, il teste si tous les coefficients fictifs (dummy coefficients) sont égaux. Et dans notre cas, il donne un $F(47, 764) = 75,22$ qui est statistiquement significatif. Ce qui montre bien que les coefficients sont conjointement significatifs. Cela signifie également que les estimateurs MCO (OLS) qui omettent ces coefficients fictifs de wilaya souffrent d'un problème d'omission de variable qui les rend biaisées et incohérentes.

Quant aux tests pour les effets individuels et temporels, les statistiques de test observées sont données dans les tableaux de l'annexe A.3. Nous pouvons en conclure que les hypothèses nulles sont rejetées par tous les tests considérés (Breusch-Pagan, Honda, King-Wu, SLM et GHM). Et de toute évidence, tous les tests suggèrent clairement qu'il existe des effets individuels spécifiques. Toutefois, pour tester des effets temps-spécifiques, tous les tests suggèrent qu'il n'y a pas d'effets temps-spécifiques pour les données de l'étude. Et ces données appuient clairement l'utilisation du test unilatéral (one-sided test). En plus, la statistique de test Hausman, est calculée sous Stata, laquelle elle met en contraste l'estimateur à effets aléatoires (FGLS) et l'estimateur à effets fixes. Cela donne une statistique de 2.02 distribuée comme une statistique de χ_4^2 et nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle, le modèle est donc à effets aléatoires (annexe A.4).

²⁾- Les estimateurs within sont donnée par $(\tilde{\beta}_1, \tilde{\beta}_2, \tilde{\beta}_3, \tilde{\beta}_4) = (5.693647, 0.778442, -0.019562, -1.452193)$ avec une matrice variance-covariance :

$$var(\tilde{\beta}_{within}) = \begin{pmatrix} 20.293193 & -0.134460 & 0.002986 & 0.096310 \\ -0.134460 & 0.033938 & -0.000157 & 0.093728 \\ 0.002986 & -0.000157 & 0.000962 & -0.003112 \\ 0.096310 & 0.093728 & -0.003112 & 3.224897 \end{pmatrix}$$

Les estimateurs *Between* sont données par $(\tilde{\beta}_1, \tilde{\beta}_2, \tilde{\beta}_3, \tilde{\beta}_4) = (9.774429, 0.657775, 1.268079, -5.558742)$ avec une matrice de variance covariance :

$$var(\tilde{\beta}_{between}) = \begin{pmatrix} 6.831706 & 0.155083 & -0.307406 & 1.708856 \\ 0.155083 & 0.089196 & -0.158045 & -0.448068 \\ -0.307406 & -0.158045 & 0.755481 & -0.966079 \\ 1.708856 & -0.448068 & -0.966079 & 16.396747 \end{pmatrix}$$

La statistique de test de Hausman donne une statistique χ_4^2 observée de 3.447977. Non significatif au seuil de 5%, et nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives.

Tableau 2. Les résultats de l'estimation

	β_1	β_2	β_3	β_4	ρ	σ_u	σ_v
OLS	10.234 (1.161)	0.890 (0.106)	0.100 (0.118)	-3.847 (1.682)			
Between	9.774 (2.614)	0.658 (0.299)	1.268 (0.869)	-5.559 (4.049)			
Within	5.694 (4.029)	0.778 (0.165)	-0.020 (0.028)	-1.452 (1.606)			
Walhus	9.154 (2.201)	0.777 (0.120)	-0.017 (0.031)	-1.719 (1.479)	0.940	6.689	1.688
Amemiya	9.229 (2.118)	0.780 (0.117)	-0.017 (0.031)	-1.737 (1.457)	0.935	6.354	1.681
SWAR	9.165 (2.181)	0.778 (0.119)	-0.017 (0.031)	-1.722 (1.471)	0.939	6.615	1.681
IMLE	9.189 (2.147)	0.778 (0.118)	-0.017 (0.031)	-1.727 (1.453)	0.938	6.460	1.666

4.2 Discussion

Les estimations du modèle de panel montrent que les infrastructures routières ont un impact positif significatif sur la concentration des PME. Une augmentation d'une unité de denrr_km2 est associée à une augmentation de 9,16 unités de txc-pme, tandis qu'une augmentation d'une unité de denrr_hab est associée à une augmentation de 0,78 unité de txc_pme. Cependant, la densité des écoles primaires (etab_prim) et la densité des collèges et lycées (etab_moysecon) ont un impact négatif sur la concentration des PME, même si cette dernière n'est pas statistiquement significative. Une augmentation d'une unité de etab_prim est associée à une diminution de 0,02 unité de txc_pme, tandis qu'une augmentation d'une unité de etab_moysecon est associée à une diminution de 1,72 unité de txc_pme.

Le modèle REM présenté est un modèle de régression linéaire multiple qui tente d'expliquer la relation entre la variable dépendante txc_pme (nombre de PME pour 1000 habitants) et les variables explicatives denrr_km2 (concentration de l'étendue routière dans la wilaya par superficie de wilaya), denrr_hab (concentration de l'étendue routière dans la wilaya pour 1000 habitants), etab_prim (densité d'écoles primaires pour 1000 élèves) et etab_moysecon (densité de collèges et lycées pour 1000 élèves).

Les coefficients estimés dans le modèle indiquent l'impact que chaque variable explicative a sur la variable dépendante, toutes choses étant égales par ailleurs. Par exemple, la variable denrr_km2 a un coefficient estimé de 9,16467606616, ce qui signifie qu'une augmentation d'une unité de denrr_km2 (par exemple, une augmentation de 1 km de route par km2 de superficie) est associée à une augmentation de 9,16 PME pour 1000 habitants, toutes choses étant égales par ailleurs.

Le coefficient estimé pour la variable etab_prim est négatif (-0,0170590203947), ce qui suggère que la densité d'écoles primaires est inversement liée au nombre de PME pour 1000 habitants. Cependant, il n'est pas statistiquement significatif avec une p-value de 0,30992. De même, le coefficient estimé pour la variable etab_moysecon est également négatif (-1,72186201085), ce qui suggère une relation inverse entre la densité de collèges et lycées et le nombre de PME pour 1000 habitants. Cependant, cette variable n'est pas statistiquement significative non plus avec une p-value de 0,14706.

Le modèle de données de panel à effets aléatoires (REM) estimé explore les facteurs influençant le taux de concentration des petites et moyennes entreprises (PME) pour 1000 habitants dans les wilayas algériennes de 2015 à 2019. Les résultats indiquent qu'un réseau routier plus dense, mesuré à la fois par kilomètre carré et par mille habitants, affecte positivement la concentration des PME. À l'inverse, des densités plus élevées d'écoles primaires et intermédiaires/secondaires ont une association négative avec la concentration des PME. Les faibles ratios élèves/classe, qui indiquent un plus petit nombre d'élèves par classe et par enseignant, sont conformes aux attentes théoriques et corrélés positivement avec l'entrepreneuriat et la création de PME. Cependant, il est crucial de reconnaître que le pouvoir explicatif du modèle est limité, les variables incluses ne représentant que 37,55 % de la variation. Des facteurs supplémentaires tels que les conditions économiques, les politiques gouvernementales et les caractéristiques régionales

peuvent jouer un rôle important dans l'explication de la variation restante et la compréhension de la dynamique de concentration des PME dans les wilayas algériennes. Des recherches supplémentaires sont nécessaires pour explorer ces aspects de manière exhaustive.

5. Conclusion

Les résultats de cette étude suggèrent que les infrastructures routières ont un impact positif sur l'activité entrepreneuriale régionale en Algérie, tandis que la densité des écoles primaires a un impact négatif ce que n'est pas contre-intuitif car une baisse de la densité des élèves dans les écoles est un indicateur de la qualité de la formation et l'enseignement fondamental, bien que non statistiquement significatif dans le cas de la densité des collèges et lycées. Les résultats ont des implications pour les décideurs politiques en Algérie, car ils soulignent l'importance d'investir dans les infrastructures routières pour promouvoir l'entrepreneuriat et la croissance économique dans le pays. Les recherches futures pourraient examiner la relation entre l'infrastructure routière et les différents types d'entrepreneuriat, ainsi que l'interaction entre l'infrastructure routière et d'autres facteurs qui influencent l'entrepreneuriat en Algérie.

Annexes :

Annexe A.1

Dependent Variable: TXC_PME
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 03/21/23 Time: 11:05
 Sample: 2015 2019
 Periods included: 5
 Cross-sections included: 48
 Total panel (balanced) observations: 240
 Wallace and Hussain estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.97676	3.467884	4.030342	0.0001
DENRR_KM2	9.153779	2.200972	4.158970	0.0000
DENRR_HAB	0.777395	0.120334	6.460327	0.0000
ETAB_PRIM	-0.017085	0.031129	-0.548868	0.5836
ETAB_MOYSECON	-1.719484	1.479245	-1.162406	0.2462

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		6.689025	0.9401
Idiosyncratic random		1.687911	0.0599

Weighted Statistics			
Root MSE	1.658866	R-squared	0.188404
Mean dependent var	2.012936	Adjusted R-squared	0.174590
S.D. dependent var	1.845220	S.E. of regression	1.676421
Sum squared resid	660.4410	F-statistic	13.63824
Durbin-Watson stat	0.479063	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics			
R-squared	0.371840	Mean dependent var	17.95049
Sum squared resid	10684.18	Durbin-Watson stat	0.029613

Dependent Variable: TXC_PME
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 03/21/23 Time: 11:09
 Sample: 2015 2019
 Periods included: 5
 Cross-sections included: 48
 Total panel (balanced) observations: 240
 Wansbeek and Kapteyn estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.96946	3.388290	4.122865	0.0001
DENRR_KM2	9.229086	2.117926	4.357606	0.0000
DENRR_HAB	0.779596	0.117259	6.648520	0.0000
ETAB_PRIM	-0.016893	0.030990	-0.545094	0.5862
ETAB_MOYSECON	-1.736995	1.457006	-1.192168	0.2344

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		6.353622	0.9346

Idiosyncratic random 1.680547 0.0654

Weighted Statistics

Root MSE	1.674395	R-squared	0.193049
Mean dependent var	2.108644	Adjusted R-squared	0.179314
S.D. dependent var	1.867846	S.E. of regression	1.692114
Sum squared resid	672.8636	F-statistic	14.05492
Durbin-Watson stat	0.470875	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics

R-squared	0.372296	Mean dependent var	17.95049
Sum squared resid	10676.43	Durbin-Watson stat	0.029676

Dependent Variable: TXC_PME

Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)

Date: 03/21/23 Time: 11:11

Sample: 2015 2019

Periods included: 5

Cross-sections included: 48

Total panel (balanced) observations: 240

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.97546	3.443594	4.058393	0.0001
DENRR_KM2	9.164676	2.180881	4.202281	0.0000
DENRR_HAB	0.777700	0.119447	6.510846	0.0000
ETAB_PRIM	-0.017059	0.030992	-0.550425	0.5826
ETAB_MOYSECON	-1.721862	1.470573	-1.170878	0.2428

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	6.615477	0.9394
Idiosyncratic random	1.680547	0.0606

Weighted Statistics

Root MSE	1.660995	R-squared	0.189051
Mean dependent var	2.026264	Adjusted R-squared	0.175247
S.D. dependent var	1.848324	S.E. of regression	1.678572
Sum squared resid	662.1369	F-statistic	13.69596
Durbin-Watson stat	0.477929	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics

R-squared	0.371907	Mean dependent var	17.95049
Sum squared resid	10683.05	Durbin-Watson stat	0.029622

Annexe A.2

. xtreg txc_pme denrr_km2 denrr_hab etab_prim etab_moysecon, be

Between regression (regression on group means) Number of obs = 240
 Group variable: wilaya Number of groups = 48
 R-sq: within = 0.0000 Obs per group: min = 5
 between = 0.4189 avg = 5.0
 overall = 0.2383 max = 5
 F(4,43) = 7.75
 sd(u_i + avg(e_i.))= 6.658032 Prob > F = 0.0001

txc_pme	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
denrr_km2	9.77443	2.613753	3.74	0.001	4.503294	15.04557
denrr_hab	.6577752	.298657	2.20	0.033	.0554759	1.260075
etab_prim	1.268079	.869184	1.46	0.152	-.4847981	3.020955
etab_moysecon	-5.558742	4.04929	-1.37	0.177	-13.72491	2.607429
_cons	15.78244	7.621191	2.07	0.044	.4128421	31.15203

. xtreg txc_pme denrr_km2 denrr_hab etab_prim etab_moysecon, fe

Fixed-effects (within) regression Number of obs = 240
 Group variable: wilaya Number of groups = 48
 R-sq: within = 0.1260 Obs per group: min = 5
 between = 0.3403 avg = 5.0
 overall = 0.3325 max = 5
 F(4,188) = 6.78
 corr(u_i, Xb) = 0.0963 Prob > F = 0.0000

txc_pme	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
denrr_km2	5.693643	4.504797	1.26	0.208	-3.192802	14.58009
denrr_hab	.7784427	.1842237	4.23	0.000	.4150314	1.141854
etab_prim	-.0195622	.0310227	-0.63	0.529	-.0807596	.0416352
etab_moysecon	-1.452193	1.7958	-0.81	0.420	-4.9947	2.090315
_cons	14.89206	4.40446	3.38	0.001	6.203543	23.58057
sigma_u	6.8176985					
sigma_e	1.6805471					
rho	.94271932	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(47, 188) = 75.22 Prob > F = 0.0000

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       240
Group variable: wilaya                 Number of groups =        48

R-sq:  within = 0.1240                 Obs per group:  min =         5
      between = 0.3851                               avg =         5.0
      overall  = 0.3755                               max =         5

Wald chi2(4) =       54.78
corr(u_i, X) = 0 (assumed)            Prob > chi2     =       0.0000
    
```

txc_pme	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
denrr_km2	9.164676	2.178318	4.21	0.000	4.895251	13.4341
denrr_hab	.7776997	.1193064	6.52	0.000	.5438634	1.011536
etab_prim	-.017059	.030956	-0.55	0.582	-.0777317	.0436136
etab_moysecon	-1.721862	1.468845	-1.17	0.241	-4.600746	1.157021
_cons	13.97546	3.439547	4.06	0.000	7.23407	20.71685
sigma_u	6.6154773					
sigma_e	1.6805471					
rho	.93937943	(fraction of variance due to u_i)				

```

Random-effects ML regression           Number of obs   =       240
Group variable: wilaya                 Number of groups =        48

Random effects u_i ~ Gaussian          Obs per group:  min =         5
                                          avg =         5.0
                                          max =         5

LR chi2(4) =       48.23
Log likelihood = -567.02524            Prob > chi2     =       0.0000
    
```

txc_pme	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
denrr_km2	9.189008	2.146574	4.28	0.000	4.981801	13.39621
denrr_hab	.7783962	.1177203	6.61	0.000	.5476688	1.009124
etab_prim	-.0169983	.030725	-0.55	0.580	-.0772182	.0432217
etab_moysecon	-1.727356	1.453395	-1.19	0.235	-4.575959	1.121246
_cons	13.97284	3.393132	4.12	0.000	7.322425	20.62326
/sigma_u	6.459649	.6708984			5.26991	7.917983
/sigma_e	1.665888	.0851015			1.50717	1.84132
rho	.9376395	.0135929			.9062904	.9601354

Likelihood-ratio test of sigma_u=0: **chibar2(01) = 454.23** Prob>=chibar2 = 0.000

Annexe A.3

Lagrange multiplier (LM) test for panel data
 Date: 03/27/23 Time: 16:03
 Sample: 2015 2019
 Total panel observations: 240
 Probability in ()

Null (no rand. effect) Alternative	Cross-section One-sided	Period One-sided	Both
Breusch-Pagan	415.7355 (0.0000)	0.128639 (0.7198)	415.8641 (0.0000)
Honda	20.38959 (0.0000)	0.358663 (0.3599)	14.67123 (0.0000)
King-Wu	20.38959 (0.0000)	0.358663 (0.3599)	6.054539 (0.0000)
SLM	21.18114 (0.0000)	0.756983 (0.2245)	-- --
GHM	-- --	-- --	415.8641 (0.0000)

Redundant Fixed Effects Tests
 Equation: EQ_FEM
 Test cross-section and period fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	221.713721	(47,184)	0.0000
Cross-section Chi-square	972.984527	47	0.0000
Period F	91.397086	(4,184)	0.0000
Period Chi-square	262.616105	4	0.0000
Cross-Section/Period F	209.808760	(51,184)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	979.232643	51	0.0000

Annexe A.4

. hausman fe re

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fe	(B) re		
denrr_km2	5.693643	9.164676	-3.471033	3.943111
denrr_hab	.7784427	.7776997	.0007431	.1403722
etab_prim	-.0195622	-.017059	-.0025032	.0020335
etab_moyse~n	-1.452193	-1.721862	.2696699	1.033147

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(4) &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 2.02 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.7313 \end{aligned}$$

. hausman be re

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) be	(B) re		
denrr_km2	9.77443	9.164676	.6097536	1.444519
denrr_hab	.6577752	.7776997	-.1199244	.2737919
etab_prim	1.268079	-.017059	1.285138	.8686326
etab_moyse~n	-5.558742	-1.721862	-3.83688	3.773492

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 3.44
 Prob>chi2 = 0.4868

REFERENCES

- Amemiya, T. (1971). The Estimation of the Variances in a Variance-Components Model. *International Economic Review*, 12(1). <https://doi.org/10.2307/2525492>
- Aschauer, D. A. (1989). Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, 23(2). [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90047-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90047-0)
- Audretsch, D. B., Heger, D., & Veith, T. (2015). Infrastructure and entrepreneurship. *Small Business Economics*, 44(2), 219–230. <https://doi.org/10.1007/s11187-014-9600-6>
- Audretsch, D. B., & Keilbach, M. (2007). The theory of knowledge spillover entrepreneurship. *Journal of Management Studies*, 44(7). <https://doi.org/10.1111/j.1467-6486.2007.00722.x>
- Breusch, T. S. (1987). Maximum likelihood estimation of random effects models. *Journal of Econometrics*, 36(3). [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90010-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90010-8)
- Canning, D., & Pedroni, P. (2008). Infrastructure, long-run economic growth and causality tests for cointegrated panels. *Manchester School*, 76(5). <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2008.01073.x>
- Feldman, M. P. (2014). The character of innovative places: Entrepreneurial strategy, economic development, and prosperity. *Small Business Economics*, 43(1). <https://doi.org/10.1007/s11187-014-9574-4>
- Fritsch, M., & Falck, O. (2007). New business formation by industry over space and time: A multidimensional analysis. *Regional Studies*, 41(2). <https://doi.org/10.1080/00343400600928301>
- Ghio, N., Guerini, M., Lehmann, E. E., & Rossi-Lamastra, C. (2015). The emergence of the knowledge spillover theory of entrepreneurship. *Small Business Economics*, 44(1). <https://doi.org/10.1007/s11187-014-9588-y>
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics EC ON ME R C A VOLUME 46 NOVEMBER, 1978 NUMBER 6 SPECIFICATION TESTS IN ECONOMETRICS. *Econometrica*, 46(6).
- Lofstrom, M., Bates, T., & Parker, S. C. (2014). Why are some people more likely to become small-businesses owners than others: Entrepreneurship entry and industry-specific barriers. *Journal of Business Venturing*, 29(2). <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2013.01.004>
- Morrison, C. J., & Schwartz, A. E. (1996). State Infrastructure and Productive Performance. *American Economic Review*, 86(5).
- Parker, S. C. (2018). The Economics of Entrepreneurship: Second Edition. In *The Economics of Entrepreneurship: Second Edition*. <https://doi.org/10.1017/9781316756706>
- Porter, M. (1990). Competitive Advantage of Nations. *Competitive Intelligence Review*, 1(1). <https://doi.org/10.1002/cir.3880010112>
- Reynolds, P., Storey, D. J., & Westhead, P. (1994). Cross-national Comparisons of the Variation in New Firm Formation Rates. *Regional Studies*, 28(4). <https://doi.org/10.1080/00343409412331348386>
- Saxenian, A. (2021). The New Argonauts. In *The New Argonauts*. <https://doi.org/10.2307/j.ctv1dp0tttd>
- Sternberg, R. (2009). Regional dimensions of entrepreneurship. *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, 5(4). <https://doi.org/10.1561/03000000024>
- Sternberg, R., & Wennekers, S. (2005). Determinants and effects of new business creation using global entrepreneurship monitor data. *Small Business Economics*, 24(3). <https://doi.org/10.1007/s11187-005-1974-z>
- Swamy, P. A. V. B., & Arora, S. S. (1972). The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models. *Econometrica*, 40(2). <https://doi.org/10.2307/1909405>

- Wallace, T. D., & Hussain, A. (1969). The Use of Error Components Models in Combining Cross Section with Time Series Data. *Econometrica*, 37(1). <https://doi.org/10.2307/1909205>
- Wansbeek, T., & Kapteyn, A. (1989). Estimation of the error-components model with incomplete panels. *Journal of Econometrics*, 41(3). [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(89\)90066-3](https://doi.org/10.1016/0304-4076(89)90066-3)
- Woolley, J. (2017). Infrastructure for Entrepreneurship. In *Oxford Research Encyclopedia of Business and Management*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190224851.013.33>