

## Investissement public et croissance régionale au Maroc (2015-2022) : analyse multirégionale en données de panel

Public investment and regional growth in Morocco (2015-2022): multi-regional  
analysis in panel data.

Auteur 1 : ELKOHLI Loubna.

**ELKOHLI Loubna**, Doctorante

Université Hassan Premier – Settat Hassan First University of Settat, Faculté d'Économie et de Gestion,  
Laboratoire de la Recherche en Économie Théorique et Appliquée (LARETA), Settat, Maroc

**Déclaration de divulgation :** L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui  
pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts :** L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

**Pour citer cet article :** ELKOHLI Loubna (2025). « Investissement public et croissance régionale au  
Maroc (2015-2022) : analyse multirégionale en données de panel », African Scientific Journal « Volume  
03, Numéro 30 » pp: 0335 – 0358.



DOI : 10.5281/zenodo.15642089

Copyright © 2025 – ASJ



## Résumé

L'investissement public est un puissant levier du progrès économique, il permet de soutenir et d'augmenter la capacité de croissance. Les deux dernières décennies ont été marquées par une forte augmentation du volume de son volume à des niveaux historiquement élevés, avoisinant 245 milliards de dirhams en 2022.

L'investissement public représente près des deux tiers de l'investissement global au Maroc, Sur cette période, le Maroc a connu une intensification significative de ses dépenses publiques d'investissement, avec une moyenne d'environ 17,5% du PIB consacrée à l'investissement public entre 2015 et 2023, bien au-dessus des standards internationaux pour des pays à économie libérale (BAM,2022).

Toutefois, malgré un accroissement quantitatif de l'investissement public, son impact qualitatif sur la croissance régionale reste contrasté et suscite un débat croissant.

Le présent article met en lumière l'effet de l'investissement public sur la croissance régionale durant la période 2015-2022, et propose une analyse multirégionale en données de panel couvrant cette durée.

En s'appuyant sur des analyses économétriques, les résultats obtenus montrent que les investissements publics ont contribué à une croissance économique plus déséquilibrée entre les régions, un effet positif sur la croissance des régions pauvres et un effet marginal pour les régions riches, or que les régions pauvres bénéficient des volumes minimaux ce qui nécessite une politique publique pour réduire ses disparités à travers un processus de convergence conditionnelle.

## Mots clés :

Croissance régionale – Investissement public régional– Donnée de panel – Régionalisation avancée – Analyse multirégionale.

## **Abstract**

Public investment is a powerful lever for economic progress, as it supports and enhances growth capacity.

The last two decades have been marked by a sharp increase in its volume, reaching historically high levels—around 245 billion dirhams in 2022.

Public investment accounts for nearly two-thirds of total investment in Morocco. During this period, Morocco experienced a significant intensification of public investment expenditure, with an average of approximately 17.5% of GDP allocated to public investment between 2015 and 2023, well above international standards for liberal economies (BAM, 2022).

However, despite the quantitative increase in public investment, its qualitative impact on regional growth remains mixed and has become a subject of growing debate.

This article highlights the effect of public investment on regional growth during the 2015–2022 period, offering a multiregional panel data analysis over this timeframe.

Based on econometric analyses, the findings show that public investment has contributed to more uneven economic growth between regions, with a positive effect on the growth of poorer regions and a marginal effect in richer ones. Nevertheless, poorer regions benefit from minimal investment volumes, which calls for targeted public policies to reduce these disparities through a conditional convergence process.

## **Keywords**

Regional growth – Regional public investment – Panel data – Advanced regionalization – multi-regional analysis.

## Introduction

L'investissement public joue un rôle essentiel dans le développement régional au Maroc, caractérisée par une forte volonté politique de réduire les inégalités régionales tout en favorisant la croissance économique.

la période 2015 – 2022 correspond à la mise en place de la politique de régionalisation avancée et du Nouveau Modèle de Développement (NMD), qui vise à remédier aux inégalités historiques entre les différentes régions

Le Maroc est confronté à une disparité économique significative entre ses différentes régions. Les régions de Rabat-Salé-Kénitra, Casablanca-Settat et Tanger-Tétouan-Al Hoceïma dévoilent des taux de croissance élevés, alors que d'autres régions accusent un retard en matière de croissance territoriale.

Les politiques publiques marocaines se concentrent sur le développement régional et l'augmentation de la croissance économique dans les zones les plus défavorisées. Depuis de nombreuses années, le plan de développement régional du Maroc souligne la nécessité de l'investissement public pour atténuer ces disparités (OCDE, 2018).

Néanmoins, même après les efforts déployés, le débat sur l'efficacité de l'investissement public dans la promotion de la croissance économique reste très animé. Cela pose la problématique de l'efficacité et de la performance réelle de ces investissements dans chaque région, ainsi que de l'uniformité de leur impact à l'échelle du territoire national.

Surtout que trois régions (Casablanca-Settat, Rabat-Salé-Kénitra, Marrakech-Safi) captent 60% des investissements publics malgré leur contribution déjà majoritaire au PIB national (MEF, 2017). Ainsi que Le ratio ICOR (Incremental Capital-Output Ratio) atteint 7,2 en 2022 contre 5,1 en 2015, signalant une baisse de la productivité marginale du l'investissement public (OCDE, 2024)

Le sujet de cet article porte sur l'analyse de l'effet de l'investissement public sur la croissance économique régionale au cours de la période 2015-2022. Il s'agit d'étudier comment les dépenses publiques d'investissement, influencent la dynamique de la croissance des différentes régions du Maroc entre 2015 - 2022, en mettant en lumière les écarts de croissance entre elles. L'objectif principal est d'analyser empiriquement la relation entre l'investissement public et la croissance régionale entre 2015 et 2022, en s'appuyant sur des données régionales et des méthodes économétriques appropriées (donnée de panel), et déterminer dans quelle mesure les investissements publics ont contribué à réduire les disparités régionales ou, au contraire, à les accentuer

Cet article met en lumière l'écart dans les études précédentes, qui ont principalement porté sur l'impact de l'investissement public sur la croissance économique à des niveaux nationaux et internationaux. En effet, peu d'études se sont attardées sur l'effet spécifique de ces investissements au niveau régional et leur influence sur la croissance régionale.

Notre étude économétrique vise à pallier ce vide en quantifiant l'influence de l'investissement public sur le développement régional au Maroc, en se focalisant sur la période 2015-2022.

Cette période a été caractérisée par une avancée de la régionalisation, des réformes économiques notables et un volume colossal de l'investissement public dans les régions. En substance, l'idée est de proposer une analyse quantitative détaillée qui facilite la compréhension des processus à travers lesquels l'investissement public agit sur la croissance économique régionale, tout en suggérant des voies d'amélioration pour optimiser l'efficacité des politiques publiques.

Cet article emploie une méthodologie économétrique qui repose sur l'exploitation de données de panel issues de diverses régions, ce qui permet d'examiner les disparités régionales en prenant en considération les effets et les variations temporelles. La méthodologie employée englobe une présentation des données ainsi qu'une démarche économétrique multirégionale.

Afin d'évaluer l'impact de l'investissement public sur la croissance régionale, nous appliquerons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) en incluant des effets fixes. Cette méthode permet d'observer les caractéristiques spécifiques de chaque région qui restent constantes dans le temps. Un test de Hausman sera réalisé afin de sélectionner entre le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires.

Nous prévoyons également d'utiliser des tests de robustesse, tels que la correction afin de prendre en considération l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation.

Avant d'entreprendre des régressions, des tests de stationnarité tels que le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) seront menés afin de garantir que les séries temporelles demeurent stationnaires. Pour évaluer la distribution des données, des tests de normalité tels que le test de Shapiro-Wilk ou le test de Kolmogorov-Smirnov seront appliqués.

L'objectif de cet article est d'analyser l'incidence de l'investissement public sur le développement économique des différentes régions du Maroc, à travers une approche économétrique basée sur des données de panel couvrant la période de 2015 à 2022.

A la suite de cette introduction, l'article se structure en trois sections principales :

- La première explore l'ancrage théorique et empirique de la relation entre l'investissement public et la croissance régionale ;

- La deuxième présente la spécification du modèle économétrique et les raisons de son choix ;
- La troisième et dernière présente les résultats obtenus de l'investigation en donnée de panel et les conclusions retenus.

## **1. Méthodologie d'analyse économétrique multirégionale de la relation entre l'investissement public et la croissance régionale**

### **1.1. Ancrage théorique et empirique :**

La littérature économique, qu'elle soit théorique ou empirique, a largement progressé au cours des dernières décennies en ce qui concerne l'analyse de la relation entre l'investissement public et la croissance régionale.

Il est crucial d'avoir une compréhension concise des théories concernant la corrélation entre l'investissement public et la croissance régionale, afin de mieux appréhender leur évolution, leur cadre conceptuel et leur impact sur le développement des territoires.

La théorie de la croissance endogène, qui a révolutionné l'analyse économique en mettant en avant l'idée selon laquelle la croissance peut être générée de manière interne, a mis en lumière le rôle crucial de l'investissement public dans la stimulation de la croissance régionale.

Les dépenses publiques, en renforçant les infrastructures, le capital humain et l'innovation, ont le potentiel de produire des externalités positives et de promouvoir une croissance économique durable (Romer, 1986 ; R. Barro, 1988 ; Lucas, 1988). Toutefois, pour maximiser ces effets, il est essentiel que les investissements publics soient ciblés, efficaces et adaptés aux spécificités régionales.

La théorie de la croissance endogène, développée par Paul Romer (1986) et Robert Barro (1988), postule que la croissance économique est influencée par des choix et des décisions économiques internes, tels que l'allocation des dépenses publiques, l'investissement dans le capital humain (éducation, formation) et les infrastructures publiques (routes, ports, ..) ; à la différence des modèles de croissance exogène, dans lesquels la croissance à long terme est principalement déterminée par des facteurs externes tels que le progrès technique.

En réalité, la théorie de la croissance endogène met en avant le rôle des politiques publiques et des investissements dans la stimulation de la croissance au niveau régional. De plus, la répartition régionale de l'investissement public revêt une importance capitale pour les politiques publiques visant à atténuer les disparités régionales et à favoriser une croissance économique inclusive.

Depuis les recherches menées par Barro (1988), les théories de la croissance endogène confirment l'apport positif du capital public pour l'amélioration du niveau de la croissance nationale à long terme.

Dans notre recherche, nous nous basons sur les résultats des travaux théorique de Levin et Lin (1993 ; 2002), qui se fondent sur des dimensions individuelles et des dimensions temporelles.

Dans notre cas d'analyse, les variables de notre modèle concernent le PIB régional en million de dirhams, le nombre de la population par région en million de personnes, le nombre de créations d'entreprise, le taux d'activité, et le taux de chômage, toutes ces variables font l'objet d'une transformation logarithmique avant d'être introduits dans notre modèle.

Surtout que la transformation logarithmique des variables dans notre modèle suite aux résultats du test de normalité et stationnarité est nécessaire pour améliorer les propriétés statistiques des données à travers la réduction de l'asymétrie et la linéarisation des relations et stabiliser la variance des variables.

Afin de minimiser l'influence des valeurs extrême surtout que les logarithmes compressent l'échelle des données, pour améliorer la validité des estimations les données de panel souffrent souvent d'hétéroscédasticité.

La première étape de notre analyse économétrique des données de panel après description des données statistique, consiste à vérifier l'homogénéité ou l'hétérogénéité du processus générateur des données étudiées dans notre modèle.

Cette étape permet d'analyser la dimension individuelle des observations et de mettre l'accent sur l'existence ou non de spécificités individuelles, à travers l'implication des estimations de deux modèles : le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires.

Le modèle le plus adéquat est sélectionné en utilisant le test d'Hausman comme procédure de spécification de la modélisation des données.

Dans notre recherche, nous focalisons notre étude empirique sur les modélisations économétriques les plus courantes à savoir les modèles communs, et les modèles à effets fixes et les modèles à effets aléatoires.

## **1.2. Présentation des données statistiques du modèle**

Le modèle de notre recherche prend en compte une composante principale qui concerne l'investissement public, la difficulté majeure réside dans le non disponibilité des séries de données surtout à des niveaux d'analyse désagrégés du point de vue spatial.

Consciente de la difficulté liée aux données statistiques, nous avons analysé les comptes régionaux au Maroc, issu principalement des rapports annuels du Haut-Commissariat au Plan, le constat est que ces rapports ne sont pas disponibles pour toutes les régions et pour toute la série d'années de notre étude, ainsi que les variables désagrégées ne présentent pas un caractère annuel sur une période continue.

Notre échantillon est constitué des données de 12 régions couvrant la période 2015-2022, cet échantillon est choisi pour des raisons économétriques.

D'une part le Maroc avec l'adoption du nouveau découpage administrative en 2015, d'où le nombre de région s'est limité à 12 au lieu de 16 régions, et d'autre part après le lancement du grand chantier de la régionalisation avancée comme un nouveau mode de gouvernance territoriale, il est plus pertinent de se focaliser sur cette nouvelle division régionale comme entité d'analyse.

D'où notre échantillon est composé de 96 observations,

$$I = 1, \dots, 12, \quad T = 1, \dots, 8$$

La période entre 2023 et 2024 n'est pas prise en considération compte tenu le manque de séries statistiques de la variable productivité régionale expliquée par le PIB régional par tête.

S'intéressant au rôle des investissements publics dans la croissance régionale, nous disposons des séries des investissements publics régionaux ainsi que du taux de chômage et du taux d'activités par région sur la période d'étude.

Afin de construire notre matrice de données régionales, nous avons utilisé d'autres variables permettant de mesurer l'investissement privé, pour cela, nous avons construit une série de données relatives aux créations d'entreprises par région d'après les statistiques de l'Office marocain de la Propriété industrielle et commerciale (OMPIC) sur la période 2015-2022 afin de capter l'évolution de l'investissement privé et localiser géographiquement les régions les plus attractives.

Les données de notre échantillon sont recueillies principalement des annuaires statistiques régionaux élaborés par le Haut-Commissariat au Plan et le ministère de l'Économie et de Finance, qui contient des séries sur la production nationale et régionale, le marché de travail et l'investissement public.

Tableau 1 Présentation de la variable dépendante et des variables explicatives du modèle économétrique

Variable	Notation	Libellé	Mesure	Période	Source
<b>Variable dépendante</b>	<b>PIBRT</b>	Le produit intérieur brut régional par tête	Il mesure le niveau de la croissance économique régionale	2015-2022	HCP
<b>Variables explicatives</b>	<b>INV PUB</b>	L'investissement public régional	Il mesure le montant alloué à l'investissement public régional (équipement et infrastructures) en soustraction des dépenses de fonctionnement	2015-2022	MEF
	<b>INV P</b>	L'investissement privé régional	Il mesure le nombre des entreprises créées par région	2015-2022	OMPIC
	<b>POP</b>	La population active régionale	Elle mesure le niveau de la productivité du travail régional	2015-2022	HCP
	<b>TXCH</b>	Taux de chômage	Il mesure le niveau de chômage régional	2015-2022	HCP
	<b>TXAC</b>	Taux d'activité	Il mesure le niveau d'activité régionale	2015-2022	HCP

**Source :** Réalisé par nous même

Avant d'analyser statistiquement notre modèle économétrique, on a opté pour le logarithme des variables dans notre échantillon afin de les homogénéiser.

### 1.3. Spécification et analyse du modèle économétrique :

#### ▪ Étude de normalité des variables :

Une analyse de normalité des variables est une étape cruciale avant la réalisation d'un test d'hypothèse mettant en jeu une ou plusieurs variables continues.

Il s'agit donc de s'assurer que les variables sont distribuées selon une loi normale, pour cela on a opté pour l'adoption de l'indice Skewness et Kurtosis afin d'étudier l'asymétrie, ou la dissymétrie des variables, qui mesure l'écart de la distribution par rapport à la symétrie ainsi que l'aplatissement, qui reflète la répartition des données autour de leur centre.

Tableau 2 Test de normalité Skewness et Kurtosis

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob > chi2
log_PIBRt	96	0.0117	0.4660	6.44	0.0400
log_Pop	96	0.0004	0.4064	11.04	0.0040
log_InvPub	96	0.0332	0.5034	4.95	0.0840
log_Txact	96	0.5848	0.3272	1.29	0.5252
log_Txch	96	0.6947	0.0037	7.74	0.0209

**Source** : Réalisé par nous-même, logiciel STATA

Nous remarquons que l'investissement public et le taux d'activité suivent une distribution ( $p$ -value  $>0.05$ ), en revanche, les autres variables à savoir le PIBR par tête, l'investissement privé, la population et le taux de chômage leurs distribution n'est asymétrique à droite et leurs distribution ne suit pas une loi normale, d'où nous rejetons l'hypothèse nulle de normalité puisque la  $p$ -value est inférieure à 0.05.

Pour vérifier si le kurtosis et le coefficient d'asymétrie des données sont les mêmes que ceux d'une loi normale de même espérance et variance, on effectue un test de Jarque-Bera dont ses résultats sont les suivants :

Tableau 3 Test de Jarque-Bera

	INVP	INVPUB	PIBRT	POP	TXAC	TXCH
<b>Jarque-Bera</b>	46.81847	48.97046	38.73559	3.500048	0.444073	6.014578
<b>Probability</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.173770	0.800886	0.049425

**Source** : Réalisé par nous-même, logiciel EVIEWS

Les résultats du test Jarque Bera ont confirmés les résultats conclus à travers l'analyse des coefficients d'asymétrie et Kurtosis, que seule les variables population, taux d'activité, suivent une loi normale car la  $p$ -value du test est supérieur à 5% ce qui indique que nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de normalité.

En revanche, les trois autres variables à savoir le PIBR par tête, l'investissement public et l'investissement privé ont chacun une  $p$ -value très faible et inférieur à 5%, par conséquent elles ne suivent pas une distribution normale.

Pour approfondir notre analyse de la normalité nous avons optés pour les tests de Kolmogorov-Smirnov et Shapiro-Wilk qui permettent de tester si les données suivent une distribution normale de manière plus détaillée.

Tableau 4 Test Kolmogorov-Smirnoy et Test Shapiro-Wilk

Tests de normalité						
	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistiques	ddl	Sig.	Statistiques	ddl	Sig.
PIBRT	0,164	96	0,000	0,807	96	0,000
POP	0,137	96	0,002	0,927	96	0,000
INVP	0,148	96	0,000	0,846	96	0,000
INVPub	0,219	96	0,000	0,766	96	0,000
TXAC	0,087	96	0,200*	0,985	96	0,561
TXCH	0,113	96	0,022	0,945	96	0,003
*. Il s'agit de la borne inférieure de la vraie signification.						
a. Correction de signification de Lilliefors						

Source : Réalisé par nous-même sous SPSS

Les résultats des tests Kolmogorov-Smirnov et Shapiro-Wilk pour différentes variables économiques (PIBRT, POP, INVP, INVPub, TXAC, TXCH) sur un échantillon de 96 observations corroborent avec le résultat du test jarque-Bera affirmant ainsi que les variables PIBRT, POP, INVP, INVPub, et TXCH ne suivent pas une distribution normale, car leurs p-values sont inférieures à 0,05 dans les deux tests (Kolmogorov-Smirnov et Shapiro-Wilk).

En revanche la variable TXAC suit une distribution normale, car les p-values dans les deux tests sont supérieures à 0,05.

#### 1.4. Analyse de test ADF (Augmented Dickey-Fuller Test) :

Concernant l'étude de la stationnarité le tableau ci-dessous affiche les résultats des tests de stationnarité Augmented Dickey-Fuller Test pour chacune des variables économiques qui est généralement utilisé pour déterminer si une série a une racine unitaire et n'est donc pas stationnaire. Nous remarquons ainsi la présence de racine unitaire pour la majorité des variables avec une p-value supérieur à 5% et donc le non rejet de l'hypothèse nulle  $H_0$  à l'exception des variables investissement public et prive avec une p-value inferieur a 5%, et donc le rejet de  $H_0$ . D'où les variables INVP et INVPub sont stationnaires, ce qui signifie qu'elles n'ont pas de racine unitaire et sont prêtes à être utilisées dans des modèles économétriques sans nécessiter de transformations. Les variables PIBRT, TXAC et TXCH ne sont pas stationnaires, ce qui suggère qu'elles ont une racine unitaire. Pour les utiliser dans des modèles économétriques, nous optons pour une transformation pour les rendre stationnaires

Tableau 5 Test Augmented Dickey-Fuller

Variable	Valeur ADF test	p-value	Décision
PIBRT	-2.9352,	0.1944	Non - stationnaire
POP	-2.4211	0.4038	Non - stationnaire
INVP	-4.0011	0.01454	Stationnaire
INVPub	-3.9801	0.01548	Stationnaire
TXAC	-2.6998	0.2902	Non - stationnaire
TXCH	-2.2856	0.459	Non - stationnaire

Source : Réalisé par nous-même sous Rstudio.

### 1.5. Analyse de corrélation des variables :

L'analyse de corrélation nous permet de tester la relation causale entre les variables étudiées, d'où la matrice de corrélation nous offre une vue d'ensemble sur les relations linéaires entre différentes variables économiques, permettant de mieux comprendre comment les investissements publics, privés, et les taux de chômage et le taux d'activité interagissent avec la croissance économique et la population dans les différentes régions qui se présente comme suit :

Tableau 6 Matrice de corrélation des variables

Variables	log_PIBRt	log_Pop	log_INVPub	log_INVP	log_TXAC	log_TXCH
log_PIBRt	1.0000	-0.5555	-0.2645	-0.0891	0.2428	0.6445
log_Pop	-0.5555	1.0000	0.7814	0.7616	0.1923	-0.5603
log_InvPub	-0.2645	0.7814	1.0000	0.7291	0.3500	-0.1897
log_InvP	-0.0891	0.7616	0.7291	1.0000	0.3820	-0.2494
log_Txact	0.2428	0.1923	0.3500	0.3820	1.0000	-0.1016
log_Txch	0.6445	-0.5603	-0.1897	-0.2494	-0.1016	1.0000

Source : Réalisé par nous-même sous STATA.

Nous observons des relations positives fortes et significatives entre la variable population et l'investissement public ainsi que l'investissement privé, en revanche, nous remarquons des relations modères entre la variable PIB régional par tête et la variable taux de chômage et taux d'activité.

Ainsi que Plusieurs variables montrent des corrélations négatives modérées à faibles, comme taux de chômage et population, ainsi que le taux de chômage et l'investissement public. Puisque notre analyse de normalité à prouver que nos variables suivent une loi normale, le test de

Pearson nous permet de déterminer l'intensité et le sens de la corrélation linéaire entre les ensembles de données d'analyse, les résultats de notre test se présente comme suit :

Tableau 7 Test de corrélation de Pearson

		PIBRT	POP	INVP	INVPub	TXAC	TXCH
Log_PIBRT	Corrélation de Pearson	1	-0,263**	0,024	-0,061	0,193	0,602**
	Sig. (bilatérale)		0,006	0,762	0,553	0,060	0,000
	N	96	96	96	96	96	96
Log_POP	Corrélation de Pearson	-0,276**	1	0,838**	0,745**	0,395**	-0,470**
	Sig. (bilatérale)	0,006		0,000	0,000	0,000	0,000
	N	96	96	96	96	96	96
Log_INVP	Corrélation de Pearson	0,031	0,838**	1	0,703**	0,461**	-0,204
	Sig. (bilatérale)	0,762	0,000		0,000	0,000	0,046
	N	96	96	96	96	96	96
Log_INVPub	Corrélation de Pearson	-0,061	0,745**	0,703**	1	0,457**	-0,161
	Sig. (bilatérale)	0,977	0,000	0,000		0,000	0,279
	N	96	96	96	96	96	96
Log_TXAC	Corrélation de Pearson	0,181	0,426**	0,461**	0,556**	1	-0,141
	Sig. (bilatérale)	0,127	0,000	0,000	0,000		0,239
	N	96	96	96	96	96	96
Log_TXCH	Corrélation de Pearson	0,549**	-0,464**	-0,165	-0,129	-0,141	1
	Sig. (bilatérale)	0,000	0,000	0,167	0,279	0,239	
	N	96	96	96	96	96	96

**Source :** Réalisé par nous-même sous SPSS

On remarque que sur un échantillon de 96 observations toutes les variables sont corrélées par eux même. Ainsi que le coefficient de corrélation entre l'investissement public et le taux d'activité est de 0,556 qui est assez élevé puisque le coefficient maximal est de 1.

Donc il y a une très forte corrélation, qui est expliquée aussi par la p-value qui est de 0,000 et cette corrélation est significative au niveau de 10%, donc on rejette l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas d'association linéaire et on accepte l'alternative qu'il existe une association linéaire significative entre l'investissement public et le taux d'activité.

Le coefficient de corrélation entre le PIBR par tête, l'investissement public et l'investissement privé, est particulièrement faible, avec des valeurs respectives de 0,003 et 0,024.

Ces chiffres sont expliqués par leur p-values qui s'élèvent de 0,977 et 0,843, largement supérieur à 5%. Cela nous amène à recalculer ce même coefficient de corrélation pour faire un contrôle et voir s'il va être plus significative avec la variable PIBRT, à travers une analyse de corrélation semi-partielle et des coefficients de détermination ( $R^2$ ) dont les résultats sont les suivants :

Variable	Corr. Partielle	Corr. Semi-partielle	Corr. <sup>2</sup> Partielle	Corr. <sup>2</sup> Semi-partielle	Signification
log_InvPub	-0.3732	-0.2840	0.1393	0.0806	0.0002
log_Txch	0.6711	0.6392	0.4504	0.4085	0.0000
log_InvP	0.3399	0.2552	0.1155	0.0651	0.0008

**Source** : Réalisé par nous-même sous STATA

Les résultats affirment que toutes les variables (log\_InvPub, log\_Txch, log\_InvP), la p-value est inférieure à 0.05, ce qui signifie que les corrélations sont statistiquement significatives à un niveau de 5 %.

La variable TXCH a la plus forte corrélation partielle et semi partielle avec la variable dépendante, et explique une proportion relativement importante de la variance dans la variable dépendante (45%).

Ainsi que la variable investissement privé a une corrélation positive modérée et explique une proportion plus faible de la variance (environ 11%).

Cependant la variable investissement public a une corrélation négative modérée et est relativement significatif, expliquant environ 14% de la variance.

Cela montre que la variable TXCH a l'impact le plus fort et le plus significatif, suivi de INVPub et de INV P qui ont des effets moins marqués.

## 2. IMPACT DE L'INVESTISSEMENT PUBLIC SUR LA CROISSANCE REGIONALE AU MAROC : RESULTAT D'UNE INVESTIGATION EN DONNES DE PANEL

### 2.1 Spécification et estimation des modèles économétrique à effets individuels

▪ *Résultat de l'estimation du test d'homogénéité de Hsiao :*

Test d'homogénéité	Statistique de Fischer	Modèle approprié	F-statistique (P-Value)	Resultats
Test (1) $H^1_0 : \beta_{0i} \text{ et } \beta' = \beta_{i \text{ Ai}}$	$F1 = \frac{(SC Rc1 - SC R)/(N - 1)(k + 1)}{SC R/(N \times T - N(k + 1))}$	si $H^1_0$ vraie : Modèle Pooled si $H^1_0$ rejetée : on passe au test (2)	<b>109.21</b> (0.000)	On passe au test (2)
Test (2) $H^2_0 : \beta' = \beta_{i \text{ Ai}}$	$F2 = \frac{(SC Rc2 - SC R)/(N - 1) \times k}{SC R/(N \times T - N(k + 1))}$	si $H^2_0$ vraie : on passe au test (3) si $H^2_0$ rejetée : la structure du panel est rejetée	<b>.03108615</b> (0.000)	On accepte $H^2_0$ on passe au test (3)
Test (3) $H^3_0 : \beta' = \beta_{i \text{ Ai}}$	$F3 = \frac{(SC Rc2 - SC Rc2)/(N - 1)}{SC Rc2/(N \times (T - 1) - k)}$	si $H^3_0$ vraie : Modèle Pooled si $H^3_0$ rejetée : Modèle à effets individuels	<b>110.91886</b> (1.69e-203)	<b>Le panel est d'une structure à effets individuels</b>

Source : Réalisé par nous-même

Le test Hsiao fait ressortir les résultats suivants :

- Les constantes et les coefficients sont identiques, et la valeurs de la statistique de Fischer est grande avec une p-value < 5% ce qui suppose le rejet de l'hypothèse  $H^1_0$ , et dans cette situation les régions ne sont pas homogènes donc on passe au deuxième test pour tester l'homogénéité ou non des coefficients .
- Ce deuxième test nous renseigne que les régions ne sont pas homogènes car la statistique de Fischer est de 0.3108615 avec une p-value < 5% ce qui fait que l'hypothèse  $H^2_0$  est acceptée donc on passe au test de  $H^3_0$

- La statistique de Fischer  $F_3 = 110.91886$  avec une p-value  $1.69e-203 < 5\%$ , nous rejetons alors l'hypothèse  $H^3_0$

Nous nous situons alors dans un panel d'une structure à effets individuels, d'où la nécessité de travailler avec un modèle à effets fixes ou à effets aléatoires ; et afin de choisir entre ces deux modèles après leurs estimations, nous utilisons le test de Hausman après estimation des modèles.

▪ *Le modèle à effet fixe :*

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	96	
Group variable: ind		Number of groups	=	12	
R-sq:		Obs per group:			
within	= 0.5247	min	=	8	
between	= 0.3403	avg	=	8.0	
overall	= 0.3130	max	=	8	
corr(u_i, Xb) = -0.9806		F(5, 79)	=	17.44	
		Prob > F	=	0.0000	
log_PIBRt	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
log_Pop	1.450862	.2728929	5.32	0.000	.9076824 1.994042
log_InvP	-.1030371	.0325111	-3.17	0.002	-.1677487 -.0383254
log_InvPub	.0002005	.0163173	0.01	0.990	-.0322783 .0326792
log_Txact	.1759736	.1894756	0.93	0.356	-.2011682 .5531154
log_Txch	.1631323	.0651715	2.50	0.014	.0334117 .2928529
_cons	-4.690512	1.689	-2.78	0.007	-8.052382 -1.328642
sigma_u	.82937995				
sigma_e	.03323842				
rho	.99839647	(fraction of variance due to u_i)			
F test that all u_i=0: F(11, 79) = 84.05			Prob > F = 0.0000		

**Source :** Réalisé par nous-même sous STATA

Nous remarquons que les résultats affichées par notre modèle à effet fixe qui se base sur la transformation du modèle simple à un modèle centré sur les moyennes individuelles à travers Within, montrent que les variables liées à la population, l'investissement privé, et le chômage ont des relations statistiquement significatives avec le PIB par tête, ce qui suggère que ces facteurs ont un impact mesurable sur la croissance économique jouent un rôle important dans l'explication de la croissance économique régionale, tandis que l'investissement public et le taux d'activité ne montrent pas de relations significatives avec le PIB par tête, ce qui pourrait suggérer qu'elles n'ont pas un impact direct ou substantiel.

Le test de Fischer montre que le modèle est globalement significatif et que les variables indépendantes collectivement expliquent une partie substantielle de la variation du PIB par tête.

Ainsi que, la p-value du test de Fischer de notre modèle F(6,54) est inférieur à 5%, par conséquent nous pouvons rejeter  $H_0$  puisqu'il existe au moins un  $\beta \neq 0$  ce qui justifie que notre modèle est globalement significative.

cependant le test de Fischer that all  $u_i = 0$  F(11, 79) avec une p-value inférieur à 5% d'où on rejette  $H_0$ , cela signifie que les caractéristiques individuelles de notre modèle sont significatives. De même, le résultat de la corrélation  $\text{corr}(u_i, \mathbf{x}_b) = -0.9806$  est faible, par conséquent les effets fixes sont faiblement corrélés avec les redresseurs.

Concernant les variables de notre modèle nous constatons que tous les p-value par rapport à T-student sont supérieur à 5%, donc on va accepter  $H_0$  ce qui signifie que la variable n'est pas statistiquement significative, ainsi que ses variables appartiennent l'intervalle de confiance ce qui approuve l'acceptation de  $H_0$ .

▪ **Le modèle à effet aléatoire**

```

Random-effects GLS regression
Group variable: ind
Number of obs = 96
Number of groups = 12

R-sq:
  within = 0.3373
  between = 0.4469
  overall = 0.4334
Obs per group:
  min = 8
  avg = 8.0
  max = 8

corr(u_i, X) = 0 (assumed)
Wald chi2(5) = 47.30
Prob > chi2 = 0.0000

-----+-----
| log_PIBRt |      Coef.   | Std. Err.   | z     | P>|z|   | [95% Conf. Interval] |
-----+-----
| log_Pop   | -0.0581263   | 0.0791703   | -0.73 | 0.463   | -0.2132972  0.0970446 |
| log_InvP   | -0.0466561   | 0.0374549   | -1.25 | 0.213   | -0.1200664  0.0267541 |
| log_InvPub | 0.0096304    | 0.0196174   | 0.49  | 0.623   | -0.028819   0.0480797 |
| log_Txact  | 0.27239      | 0.2279678   | 1.19  | 0.232   | -0.1744186  0.7191986 |
| log_Txch   | 0.3523533    | 0.0696644   | 5.06  | 0.000   | 0.2158136   0.4888931 |
| _cons     | 4.191166     | 0.6281107   | 6.67  | 0.000   | 2.960092    5.4222241 |
-----+-----

sigma_u     = 1.071028
sigma_e     = 0.03323842
rho         = 0.91214935 (fraction of variance due to u_i)

. estimates store random

. xtreg log_PIBRt log_Pop log_InvP log_InvPub log_Txact log_Txch, fe

Fixed-effects (within) regression
Group variable: ind
Number of obs = 96
Number of groups = 12

R-sq:
  within = 0.5247
  between = 0.3403
  overall = 0.3130
Obs per group:
  min = 8
  avg = 8.0
  max = 8

corr(u_i, Xb) = -0.9806
F(5, 79) = 17.44
Prob > F = 0.0000

```

**Source :** Réalisé par nous-même sous STATA

Nous constatons que la pertinence globale de notre modèle à effets aléatoires est confirmée par le test du chi2 dont la p-valeur est inférieure à 5%.

Il est manifeste que l'effet aléatoire du modèle est généralement significatif ; de plus, il y a une corrélation de 0.000 entre la spécificité individuelle ( $u_i$ ) et la variable explicative ( $x$ ), confirmant ainsi l'hypothèse d'orthogonalité, ce qui signifie que les effets spécifiques ne sont pas en corrélation avec les variables explicatives.

En ce qui concerne les variables de notre modèle, nous notons que toutes les p-values en rapport avec la loi normale sont inférieures à 5%, à l'exception de la variable Taux d'emploi. Par conséquent, nous rejetons H<sub>0</sub>, indiquant que les variables sont statistiquement significatives au seuil conventionnel de 5%.

Tableau 2 Les résultats des régressions et modèles a effet fixe et aléatoire

<b>Régressions</b>	<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>
	<b>Effet fixe</b>	<b>Effet aléatoire</b>
<b>Variables explicatives</b>	<b>Variable expliquée : PIB régional</b>	<b>Variable expliquée : PIB régional</b>
<b>Nbre d'observ</b>	96	96
<b>Log_Pop</b>	1.450862 (0.000)*	-.581263 (0.463)*
<b>Log_InvP</b>	-.1030371 (0.002)**	-.466561 (0.213)*
<b>Log_InvPub</b>	.002005 (0.990)**	.0096304 (0.623)**
<b>Log_Txact</b>	.1759736 (0.356)**	.27239 (0.232)*
<b>Log_Txch</b>	.1631323 (0.014)*	.3523533 (0.000)*
<b>constante</b>	-4.690512 (0.010)*	4.191166
<b>Corr(u<sub>i</sub>, Xb)</b>	-0.9806	-0.9806
<b>R2</b>		
<b>Within</b>	0.5247	0.3373
<b>Between</b>	0.3403	0.4469
<b>Overall</b>	0.3130	0.4334
<b>Test de Fisher</b>	F(11,79) 84.05	F(5,79) 17.44
<b>Prob&gt;F</b>	0.000	
<b>Prob &gt;chi2</b>		0.000

Les résultats montrent des relations intéressantes mais principalement non significatives, sauf pour le taux de chômage (TXCH), qui est significativement positif par rapport au PIB par tête. Les autres variables (population, investissement privé, investissement public, taux d'activité) n'ont pas d'impact significatif

Nous observons également que pour les coefficients liés aux variables analysées, l'investissement public et la population présentent un coefficient négatif. Cela indique qu'ils ont un effet défavorable sur le PIB régional, c'est-à-dire que si le PIB par région s'accroît, ces variables subissent une diminution.

Le modèle génère des estimations qui diffèrent quelque peu de celles fournies par le modèle à effets fixes. En effet, le test de Hausman nous fournit la possibilité d'opter pour l'un des deux modèles.

▪ **Test Hausman**

. hausman fixet random

	—— Coefficients ——			
	(b) fixet	(B) random	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
log_Pop	1.450862	-.0581263	1.508988	.2611562
log_InvP	-.1030371	-.0466561	-.056381	.
log_InvPub	.0002005	.0096304	-.0094299	.
log_Txact	.1759736	.27239	-.0964164	.
log_Txch	.1631323	.3523533	-.189221	.

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(5) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
= 29.90  
Prob>chi2 = 0.0000  
(V\_b-V\_B is not positive definite)

**Source** : Réalisé par nous-même sous STATA.

Le résultat du test de spécification d'Hausman nous indique que la p-value prob>chi2 = 0.000 donc elle est inférieure à 5%, par conséquent le modèle à effet fixe est le plus appropriée que le modèle à effets aléatoires, car les différences de coefficients sont significatives et non dues au hasard. Cela implique que les effets spécifiques aux groupes (qui ne sont pas capturés par le modèle à effets aléatoires) sont importants dans cette analyse, et leur exclusion dans le modèle à effets aléatoires biaiserait les résultats.

Le modèle à effets fixes élimine les effets non observés spécifiques aux groupes, ce qui permet d'obtenir des estimations plus précises lorsque ces effets sont importants et corrélés avec les variables explicatives.

Ainsi que le choix du modèle à effets fixes nous permet de mieux capturer les variations spécifiques, ce qui peut rendre certaines variables significatives que le modèle à effets aléatoires n'aurait pas capturées.

Le modèle à effets fixes est plus robuste aux problèmes de corrélation entre les effets non observés et les variables explicatives, ce qui le rend plus approprié lorsque ces effets spécifiques existent. Ce qui nous permet de contrôler l'hétérogénéité spécifique à chaque groupe, de réduire les biais dans nos estimations et d'obtenir des résultats plus fiables lorsque les effets non observés sont importants.

## 2.2 Validation du modèle avec l'approche GMM

- *Spécification du modèle*

```

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation      Number of obs   =       72
Group variable: ind                             Number of groups =       12
Time variable: Année

Obs per group:
    min =        6
    avg =        6
    max =        6

Number of instruments =       28                Wald chi2(6)    =       8.28
                                                Prob > chi2    =       0.2184

Two-step results
                                                (Std. Err. adjusted for clustering on ind)

```

log_PIBRt	Coef.	WC-Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
log_PIBRt L1.	.2776973	1.16603	0.24	0.812	-2.00768	2.563075
log_Pop	2.336586	16.95876	0.14	0.890	-30.90197	35.57515
log_InvP	-.0550525	1.14665	-0.05	0.962	-2.302446	2.192341
log_InvPub	-.0080858	.4762274	-0.02	0.986	-.9414745	.9253028
log_Txact	.1249677	2.486716	0.05	0.960	-4.748905	4.998841
log_Txch	.0278662	5.136589	0.01	0.996	-10.03966	10.0954
_cons	-11.39133	118.1797	-0.10	0.923	-243.0193	220.2366

```

Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.) .log_PIBRt
Standard: LD.log_PIBRt D.log_Pop D.log_InvP D.log_InvPub D.log_Txact
          D.log_Txch
Instruments for level equation
Standard: _cons

```

- *Test d'autocorrélation*

Les résultats du test d'Arellano-Bond pour la non-autocorrélation dans les erreurs de première différence montrent qu'il n'y a pas d'autocorrélation dans les erreurs de première différence, tant pour l'autocorrélation d'ordre 1 que d'ordre 2. Cela signifie que tes instruments sont valides en ce qui concerne l'autocorrélation, et que la spécification du modèle ne semble pas souffrir de ce type de problème.

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	.07431	0.9408
2	.11658	0.9072

H0: no autocorrelation

Le test pour l'autocorrélation d'ordre 1 donne une p-value très élevée (0.9408), ce qui signifie qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle (H0) selon laquelle il n'y a pas d'autocorrélation dans les erreurs de première différence. Cela suggère qu'il n'y a pas de problème d'autocorrélation d'ordre 1 dans les erreurs de première différence.

Le test pour l'autocorrélation d'ordre 2 donne également une p-value très élevée (0.9072). Cela signifie qu'on ne peut pas non plus rejeter l'hypothèse nulle pour l'autocorrélation d'ordre 2, ce qui indique qu'il n'y a pas d'autocorrélation d'ordre 2 dans les erreurs.

▪ **Test de validité**

Le Test de validité des instruments (Hansen J test) permet de vérifier si l'ensemble des instruments est valide et corrélés avec les variables explicatives mais pas avec l'erreur.

**2.3 Discussion et Interprétation des Résultats de l'estimation :**

L'analyse des résultats obtenus dans l'étude montre que l'impact des investissements publics sur la croissance économique régionale au Maroc est globalement significatif, mais avec des variations selon les régions. En effet, certaines régions semblent bénéficier plus largement des investissements publics que d'autres (Krugman, 1998). Cela rejoint une idée largement soutenue dans la littérature économique, selon laquelle l'efficacité des investissements publics dépend non seulement du montant investi, mais aussi de la qualité des institutions locales, de la gouvernance et des infrastructures déjà en place (Tolmie, (2002).

Bertola et Drazen, (1993) ont montré que les régions qui disposent de meilleures infrastructures et d'une gouvernance plus stable sont mieux à même de tirer parti des investissements publics. Dans ce contexte, les résultats de l'étude marocaine semblent corroborer cette théorie, car les régions qui présentent des faiblesses en matière d'infrastructures ou de gestion administrative

ont des rendements plus faibles des investissements publics. Par ailleurs, l'argument de Easterly et Rebelo (1993) selon lequel les investissements publics dans les pays en développement ne sont efficaces que si les ressources sont correctement allouées et utilisées, trouve un écho dans les résultats observés au Maroc.

Les variations régionales dans l'impact des investissements publics peuvent être attribuées à plusieurs facteurs explicatifs. L'analyse des résultats suggère que ces variations sont dues principalement à des différences en termes d'infrastructures, de gouvernance, et d'interaction avec le secteur privé.

Les investissements dans les infrastructures physiques (routes, ports, réseaux électriques, etc.) ont un effet multiplicateur plus important dans les régions où l'infrastructure de base est insuffisante. (Canning & Bennathan, 1999) montre que les pays qui investissent massivement dans leurs infrastructures connaissent une croissance plus soutenue, en particulier dans les régions les moins développées.

Ainsi que, La gouvernance est un facteur clé influençant l'efficacité des investissements publics. Des travaux sur la gouvernance, comme ceux de (Keefe & Knack, 1997), montrent qu'une meilleure gouvernance est liée à des rendements plus élevés des investissements publics, notamment dans les régions où les institutions locales sont solides.

Dans les régions où il existe un secteur privé dynamique, capable d'absorber les investissements publics, de les intégrer dans les chaînes de valeur locale et de stimuler l'innovation, les investissements publics auront un impact plus direct et plus positif.

Les résultats de cette analyse ont plusieurs implications pour les politiques publiques d'investissement au Maroc, en particulier en ce qui concerne l'optimisation de l'impact des investissements publics sur la croissance régionale.

Il est crucial que les investissements publics soient orientés vers l'amélioration des infrastructures dans les régions les plus vulnérables. En effet, la construction de réseaux de transport, d'énergie et de communication dans ces zones devrait être prioritaire. Cela permettrait de renforcer la compétitivité de ces régions et de maximiser l'impact des investissements publics dans d'autres secteurs comme l'éducation ou la santé.

Ainsi que l'amélioration de la gouvernance et renforcer la transparence, de lutter contre la corruption et de promouvoir la gestion efficace des ressources publiques. Les autorités locales devraient être formées et dotées de ressources pour mieux gérer les investissements publics et en assurer un meilleur rendement.

Enfin, il est essentiel de stimuler le secteur privé local, notamment par des mesures incitatives telles que des allègements fiscaux, des prêts à taux réduits et des soutiens à l'innovation. Un secteur privé fort peut jouer un rôle clé dans la valorisation des investissements publics et maximiser leur impact.

## Conclusion

L'analyse économétrique de la relation de la répartition régionale de l'investissement public sur la croissance des régions au Maroc, a révélé que certains facteurs, tels que la population a un impact significatif sur la croissance régionale, ce qui suggère que les régions avec une population plus élevée bénéficient davantage des investissements publics, probablement en raison d'une plus grande demande et de plus de ressources humaines disponibles pour exploiter ces investissements.

En revanche, l'investissement public ne montrent pas de relation significative avec la croissance économique régionale. Certaines régions ont des coefficients significatifs, tandis que d'autres n'ont pas de lien notable avec la variable dépendante.

Cela souligne l'importance des spécificités régionales et des contextes locaux dans l'évaluation de l'efficacité et la performance de la répartition régionale des investissements publics.

Malgré des résultats intéressants, cette étude présente plusieurs limites, surtout que l'analyse repose sur des données sur 96 observations, réparties sur 12 groupes, ainsi que la période d'étude est relativement courte ce qui pourrait limiter la capacité de l'étude à capter les effets à long terme des investissements publics et à prendre en compte les variations de croissance économique sur une période plus étendue.

Bien que le modèle utilise plusieurs variables explicatives pertinentes, l'impact des investissements publics varie en fonction des spécificités locales, mais l'analyse ne prend peut-être pas assez en compte cette hétérogénéité, car les régions sont traitées de manière homogène dans le modèle.

En résumé, cette étude ait permis de tirer des conclusions intéressantes sur l'impact des investissements publics au Maroc, elle présente des limites qui peuvent être adressées par une modélisation économétrique spatiale, permettant ainsi de mieux comprendre les mécanismes qui sous-tendent la croissance économique régionale au Maroc.

## BIBLIOGRAPHIE

- Barro, R. (1988). *Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth* (w2588; p. w2588). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w2588>
- Bertola, G., & Drazen, A. (s. d.). *CAPITAL FLOW VOLATILITY?*
- Canning, D., & Bennathan, E. (1999). *The Social Rate of Return on Infrastructure Investments*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2390>
- Easterly, W. (s. d.). *Good policy or good luck?*
- Keefer, P., & Knack, S. (1997). WHY DON'T POOR COUNTRIES CATCH UP? A CROSS-NATIONAL TEST OF AN INSTITUTIONAL EXPLANATION. *Economic Inquiry*, 35(3), 590-602. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1997.tb02035.x>
- Krugman, P. (1998). What's new about the new economic geography? *Oxford Review of Economic Policy*, 14(2), 7-17. <https://doi.org/10.1093/oxrep/14.2.7>
- Lucas, R. E. (s. d.). *ON THE MECHANICS OF ECONOMIC DEVELOPMENT*.
- OCDE. (2018). *Dialogue Maroc-OCDE sur les politiques de développement territorial : Enjeux et Recommandations pour une action publique coordonnée*. OECD. <https://doi.org/10.1787/9789264302884-fr>
- OCDE. (2024). *Perspectives régionales de l'OCDE 2023 : Une géographie persistante des inégalités*. OECD. <https://doi.org/10.1787/faadf21c-fr>
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037. <https://doi.org/10.1086/261420>
- Tolmie, C. (2002). *Dépenses publiques, gouvernance et développement : Une revue de la littérature*.