

HEC MONTRÉAL

**Impacts des mesures anticorruption sur la croissance économique et le
développement humain : évidences de l'Inde**

par

Maxime Arseneau

**Sciences de la gestion
(Option économie appliquée)**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences
(M. Sc.)*

Jun 2020
© Maxime Arseneau, 2020

Résumé

L'objectif de ce mémoire est d'analyser l'impact des mesures visant à lutter contre la corruption au niveau provincial en Inde sur la croissance économique et le développement humain. Nous estimons à l'aide de 5 variables anticorruption fréquemment utilisées dans la littérature deux modèles économétriques. Le premier est un modèle de croissance économique et le second un modèle de développement humain avec comme variable dépendante pour ce dernier le taux d'immunisation complète des enfants de 12 à 24 mois. Nous utilisons un panel de données portant sur 30 provinces et territoires indiens pour la période 2005-2015. Nous estimons nos modèles par MCO, effets fixes, effets aléatoires et selon différentes spécifications de la méthode des moments généralisés en système. Différents tests de robustesse sont utilisés dont le test d'Hansen pour les instruments et les tests d'autocorrélation d'Arellano-Bond de premier et deuxième ordre. Nous démontrons que les provinces davantage impliquées dans la lutte contre la corruption obtiennent une meilleure croissance économique à court terme. Ces résultats viennent nuancer la littérature empirique actuelle en Chine qui indique au contraire une relation causale négative entre les mesures anticorruption et la croissance économique. Les résultats de notre modèle de développement humain sont quant à eux inconcluants alors qu'il nous est impossible d'établir clairement une relation entre la lutte contre la corruption et une mesure de résultat intermédiaire dans le domaine de la santé tel que le taux d'immunisation des enfants.

Mots-clés : Corruption, anticorruption, croissance économique, développement humain, données de panel

Abstract

This study examines the impacts of anticorruption measures on economic growth and human development in India. Using 5 common anticorruption proxies from the literature, we estimate two econometric models. The first one being a growth model and the second one being a human development model using complete child immunization as the dependent variable. We employ a panel of 30 Indian provinces and union territories for the period 2005-2015 and use several estimation methods comprising of OLS, fixed effects, random effects and various specifications for the system GMM. As robustness checks, we perform the Hansen test of overidentifying restrictions and the first and second order Arellano-Bond autocorrelation tests for our system GMM estimations. We find that an increase in anticorruption intensity has short term positive impacts on economic growth. These results contrast with recent studies from China that found a negative relationship between anticorruption campaigns and economic growth. Estimations of our human development model are nonsignificant and therefore a link cannot clearly be established between anticorruption measures and child immunization.

Keywords : Corruption, anticorruption, economic growth, human development, panel data

Table des matières

Résumé	i
Abstract	ii
Liste des tableaux	v
Liste des figures	vi
Remerciements	vii
Introduction	1
1 Revue de la littérature	5
1.1 Corruption	5
1.1.1 Hypothèse de lubrifiant économique	6
1.1.2 Hypothèse de sable dans l’engrenage	7
1.2 Anticorruption	9
1.2.1 Les bonnes pratiques anticorruption	9
1.2.2 Échecs des mesures anticorruption	12
1.2.3 Impacts empiriques du contrôle de la corruption	13
1.3 Développement humain	15
1.4 Conclusion	17
2 Évidences empiriques	18

2.1	Corruption en Inde	18
2.2	Mesures anticorruption en Inde	23
2.3	Conclusion	28
3	Méthodologie et données	30
3.1	Modèles de croissance économique	30
3.2	Modèle de développement humain	31
3.3	Méthodes d'estimation	33
3.4	Données et variables	36
3.4.1	Modèle de croissance économique	37
3.4.2	Modèle de développement humain	44
4	Résultats	51
4.1	Modèle de croissance économique	51
4.2	Modèle de développement humain	59
	Conclusion	67
	Bibliographie	70
	Annexe A – Provinces et territoires étudiés	i
	Annexe B – Descriptions des variables	ii

Liste des tableaux

1.1	Impact empirique du contrôle de la corruption	15
2.1	Indices provinciaux de corruption (2005)	21
2.2	Niveau provincial de corruption (2008)	22
3.1	Statistiques descriptives : Modèle de croissance économique	44
3.2	Statistiques descriptives : Modèle de développement humain	50
4.1	Condamnations pour corruption et croissance économique	55
4.2	Ratio1 et croissance économique	56
4.3	Ratio2 et croissance économique	57
4.4	Investigations pour corruption et croissance économique	58
4.5	Agences anticorruption (<i>Lokayuktas</i>) et croissance économique	59
4.6	Condamnations pour corruption et développement humain	62
4.7	Ratio1 et développement humain	63
4.8	Ratio2 et développement humain	64
4.9	Investigations pour corruption et développement humain	65
4.10	Agences anticorruption (<i>Lokayuktas</i>) et développement humain	66

Liste des figures

2.1	Rang de l'Inde selon Transparency International (2005-2015)	19
2.2	Indice de perception de la corruption (2005-2015)	19
2.3	PIB par habitant et corruption au niveau provincial (2005)	23
2.4	Éducation et corruption au niveau provincial (2005)	23
2.5	Demandes d'accès à l'information reçues et rejetées (2005-2015)	25
2.6	Transparence budgétaire de l'Union, des provinces et territoires (2019)	26
3.1	Revenu initial et croissance	38
3.2	Revenu(t-1) et croissance	38
3.3	Investigations et croissance	40
3.4	Condamnations et croissance	40
3.5	Agences anticorruption et croissance	41
3.6	Ratio1 et croissance	41
3.7	Ratio2 et croissance	42
3.8	Taux d'immunisation et revenu provincial	45
3.9	Investigations pour corruption et développement humain	46
3.10	Condamnations pour corruption et développement humain	47
3.11	Agences anticorruption et développement humain	47
3.12	Ratio 1 et développement humain	48
3.13	Ratio 2 et développement humain	48

Remerciements

Je souhaite avant tout remercier mon directeur de mémoire, le professeur Bernard Gauthier, pour son soutien et son intérêt envers mon projet. Ses précieux conseils et sa disponibilité ont sans aucun doute enrichi la qualité de cette recherche.

Je tiens également à remercier mes camarades de HEC Montréal qui m'ont soutenu et encouragé durant mon parcours. Ils m'ont donné la motivation nécessaire qui m'a permis de mener à terme ce mémoire.

Introduction

Il est généralement admis chez les économistes que la corruption a d'importants effets pervers sur le développement économique et humain (Dreher et Herzfeld, 2005; Ugur, 2014). Selon la Banque Mondiale, la corruption publique se définit comme suit : "L'abus d'un rôle public pour des gains personnels". Les premières études modernes sur le sujet remontent à plusieurs décennies et reposent principalement sur la théorie du principal agent et l'impact de la corruption dans les bureaucraties (Becker, 1968). Dans la littérature économique, une attention plus particulière sur le sujet s'est développée durant les vingt-cinq dernières années. Mauro (1995) fut l'un des pionniers dans ce domaine en analysant les relations empiriques entre la corruption, l'investissement et la croissance économique. Cette étude en a inspiré plusieurs autres à analyser les impacts de la corruption sur d'autres variables comme l'économie informelle (Biswas et collab., 2012), le commerce international (Majeed, 2014) et la santé (Gupta et collab., 2001). Le développement soutenu de cette littérature a eu pour effet de générer une attention particulière sur le contrôle de la corruption. Depuis, plusieurs initiatives internationales ont été créées afin de combattre la corruption. En 1997, 40 pays ratifièrent la convention anti corruption de l'OCDE (OCDE, 2009) et, en 2003, la convention des Nations-Unis contre la corruption fut ratifiée par 117 pays (U.N, 2004) .

Malgré la mise en place de ces ententes internationales, les problèmes liés à la corruption demeurent endémiques aussi bien dans les pays en développement que dans certains pays développés. Selon des estimations du Forum Économique Mondial, les coûts liés à la corruption représentaient jusqu'à 5% du PIB mondial en 2018, soit environ 2.6 billions

de dollars (Forum Économique Mondial, 2018). Cependant, plusieurs économistes se sont penchés sur la création et le déploiement de mécanismes anticorruption. Becker et Stigler (1974) ont développé une approche légaliste¹ afin de diminuer la corruption dans les bureaucraties en accroissant les salaires des fonctionnaires et en augmentant la surveillance de ceux-ci. Depuis, d'autres études ont été effectuées afin d'identifier le phénomène qu'est le contrôle de la corruption et les solutions qu'y en ressortent (Olken, 2007; Peisakhin et Pinto, 2010). Toutefois, selon Goyette et collab. (2016), peu de recherches théoriques et empiriques dans la littérature se penchent sur l'impact des mesures et réformes anticorruption. La Chine a été un laboratoire intéressant récent afin d'étudier les impacts de l'intensité des mesures anticorruption sur le développement économique. Entre autres, Qu et collab. (2018) ont analysé les effets des politiques anticorruption mises en place par le gouvernement chinois sur la croissance économique au niveau provincial. Ils observent une relation négative à court terme, qu'ils expliquent principalement par une baisse des investissements étatiques afin de rediriger ces fonds vers le contrôle de la corruption. Xu et Yano (2017), quant à eux, ont estimé l'impact de la lutte anticorruption en Chine sur l'innovation des firmes et ont observé une relation positive avec celle-ci pour la période 2009-2015.

Compte tenu de cette relativement brève littérature traitant des effets des politiques anticorruption sur l'économie, l'objectif de cette étude est d'examiner les impacts des mesures anticorruption sur la croissance économique et le développement humain pour le cas de l'Inde. Afin de s'appuyer et de se comparer aux récentes recherches réalisées en Chine, notre approche empirique est basée sur un panel de 30 provinces et territoires indiens, représentant ainsi plus de 99% de la population du pays pour la période 2005 à 2015. Nos estimations mesurent ainsi davantage des effets de court terme des politiques anticorruption (Qu et collab., 2018; Wang, 2016). L'Inde, de prime à bord, est un pays intéressant pour une telle recherche puisque les données provinciales sont aisément accessibles relativement à plusieurs autres pays en développement. De plus, l'Inde est un

1. L'approche légaliste consiste à appliquer et à faire respecter les lois en vigueur de manière uniforme, donc sans égard aux considérations politiques.

cas intéressant puisqu'on y observe d'importantes disparités en termes de lutte contre la corruption entre provinces, la décentralisation étant beaucoup plus importante que dans un État autoritaire tel que la Chine où le gouvernement central est nettement plus dominant. Notre analyse reposera sur deux modèles principaux, le premier est un modèle de croissance économique et, le second, un modèle de développement humain dans lequel nous utiliserons une mesure de l'output du système de santé comme variable dépendante. Nous estimerons nos modèles à l'aide de cinq indicateurs des différentes mesures anticorruption.

Cette étude vise à contribuer à la littérature de différentes façons. Premièrement, cette recherche consiste en une extension de la littérature récente qui vise à mesurer quantitativement les impacts du contrôle de la corruption sur la croissance économique. Deuxièmement, nous tentons également d'analyser quantitativement l'effet des mesures anticorruption sur le développement humain. Finalement, à notre connaissance, aucune étude de ce genre n'a encore été effectuée pour le cas de l'Inde.

En ce qui a trait à nos résultats, nous observons une relation positive entre l'intensité anticorruption provinciale et la croissance économique. Nos estimations ne vont donc pas dans le même sens que les études réalisées en Chine. Notre recherche vient ainsi nuancer la littérature actuelle et démontre que les bénéfices de la lutte anticorruption peuvent supplanter les coûts qui y sont associés, et ce, même dans une perspective de court terme. Les résultats de notre modèle de développement humain sont quant à eux non concluants et il nous est donc impossible d'établir une relation entre les mesures anticorruption et notre output du système de santé indien. Ceci est principalement dû à une importante limitation au niveau des données provinciales indiennes quant à l'élaboration de notre modèle. Finalement, bien que nous n'explorons pas spécifiquement quelles politiques anticorruption sont efficaces, nos résultats devraient encourager les provinces indiennes de continuer la lutte contre la corruption.

Cette étude est organisée de la façon suivante : le chapitre 1 présente une revue de la littérature sur la corruption, les mesures anticorruption et leurs impacts et le développement humain. Le chapitre 2 discute plus spécifiquement du cas de la corruption en

Inde. À l'aide de statistiques descriptives et d'analyses qualitatives, nous examinerons en particulier l'évolution des politiques anticorruption en Inde et des approches distinctes mises en place par certaines provinces. La section III présente les données utilisées et la méthodologie économétrique employée. La section IV présente les résultats des modèles économétriques ainsi que différents tests de robustesses. Finalement, la section V présente la conclusion et une discussion sur les avenues de recherches futures.

Chapitre 1

Revue de la littérature

Ce chapitre fait un survol de la littérature économique relative à ce mémoire et sert également à contextualiser la question de recherche et établir sa pertinence. Pour ce faire, nous allons traiter séparément de la littérature sur la corruption et de la littérature sur les mesures anticorruption. Afin de répondre adéquatement à la question centrale de cette étude, cette section présente aussi une brève revue de la littérature empirique sur le développement humain en Inde.

1.1 Corruption

Le problème de la corruption est un thème largement étudié en économie. Une définition simple et souvent utilisée pour traiter du problème est la suivante : « le détournement à des fins privées d'un pouvoir confié en délégation » (Transparency International). La littérature sur la corruption tente d'expliquer ses causes et ses impacts de façon théorique et empirique. Bien que depuis environ deux décennies les recherches sur le sujet convergent quant aux impacts négatifs de la corruption des visions alternatives subsistent. Il existe deux principales hypothèses sur ses effets. La première est que la corruption agit comme lubrifiant et permet de contourner les distorsions causées en contexte de faibles institutions politiques et économiques. La seconde propose que la corruption « injecte du sable dans l'engrenage » et perpétue des effets néfastes sur l'économie en présence de faibles

institutions.

1.1.1 Hypothèse de lubrifiant économique

La vision que la corruption peut être bénéfique remonte entre autres à Leff (1964). Selon lui, la corruption peut avoir des effets positifs dans le contexte d'une bureaucratie gouvernementale qui n'est pas au service du public. Dans un tel cas de déficience, les agents économiques ont intérêt à outrepasser les procédures légales afin de réaliser leurs activités commerciales. Leff affirme en outre que la corruption est une institution « extra légale ». En ce sens, elle serait le seul moyen pour certains groupes de défendre leurs intérêts face à un gouvernement qui est indifférent ou hostile à leurs initiatives économiques. L'auteur nous réfère par exemple au cas des régimes coloniaux où l'émergence d'une classe d'entrepreneurs était en conflit direct avec le maintien du pouvoir des élites centrales. Une idée alternative des bienfaits de la corruption, développée par Leys (1965), propose qu'elle peut améliorer l'efficacité bureaucratique en compensant les bas salaires dans ces organisations. Selon lui, la rémunération supplémentaire issue de pots-de-vin augmente l'attractivité du secteur public et pousse davantage de travailleurs qualifiés à y travailler. Un modèle théorique formel a été développé à partir des arguments de Leff et Leys par Lui (1985). Ce modèle présente une situation dans laquelle des clients ont l'opportunité d'acquérir une meilleure position dans une file d'attente et où la décision de soudoyer est fonction de la valeur attribuée au temps. Le fonctionnaire, quant à lui, cherche à maximiser son revenu issu de pots-de-vin en discriminant par les prix. Les différentes stratégies des agents impliqués dans ce modèle forment un équilibre de Nash permettant de réduire le coût total en temps.

Plus récemment, Méon et Weill (2010) ont empiriquement testé l'hypothèse de « lubrifiant économique » à l'aide d'un panel de 69 pays développés et en voie de développement en utilisant des données de 2000 à 2003. Ils analysent différentes spécifications d'un modèle où la variable dépendante est une mesure de l'agrégat de l'efficacité d'un pays et la variable d'intérêt est un indice de corruption. Leurs résultats présentent des évidences

faibles de l'hypothèse de lubrifiant économique. Ils trouvent que la corruption peut avoir des effets moins négatifs sur l'efficacité dans un contexte institutionnel déficient. Selon eux, certaines évidences fortes de l'hypothèse sont aussi démontrées. Leurs résultats suggèrent entre autres que la corruption peut être positivement associée à une croissance de l'efficacité dans un contexte institutionnel extrêmement déficient.

1.1.2 Hypothèse de sable dans l'engrenage

Les arguments opposés de « sable dans l'engrenage » que constitue la corruption reposent généralement sur l'idée que la corruption a des effets nuisibles sur l'économie et ses déterminants dans un contexte de faibles institutions. Initialement, les recherches portaient principalement sur des analyses de cas et la création de modèles théoriques. Par exemple, Myrdal (1968) propose un contre-argument à l'idée que la corruption augmente l'efficacité bureaucratique en analysant les pays asiatiques. Selon lui, la corruption procure aux fonctionnaires publics un fort incitatif à ralentir le processus bureaucratique afin d'en tirer une rente. Au niveau théorique, Ackerman (1978) bâtit un modèle et en tire trois conclusions importantes. Tout d'abord, elle conclut que l'aspect illégal de la corruption entraîne des distorsions dans l'allocation des services bureaucratiques. Deuxièmement, la capture d'une rente par les fonctionnaires peut avoir des effets positifs et négatifs sur l'efficacité bureaucratique. Troisièmement, dans le cas où les fonctionnaires corruptibles ne peuvent adéquatement discriminer par les prix, leurs choix ne seront pas efficaces. Finalement, elle note que, par rapport à la deuxième conclusion, il est très difficile de limiter la corruption aux secteurs où elle est économiquement désirable.

À partir des années 90, la littérature économique sur la corruption connaît une forte expansion due à l'innovation d'outils statistiques et de collecte de données empiriques sur le phénomène. Mauro (1995) fut l'un des premiers chercheurs à utiliser un indice de corruption afin de quantifier son impact sur l'économie. L'indice en question, publié par The Business International, capture le degré de transactions commerciales impliquant de la corruption. Cette étude porte sur un panel de 58 pays avec des données de 1971

à 1983. À l'aide des méthodes OLS et 2SLS, il conclue que la corruption à des effets négatifs sur le taux d'investissement et le taux de croissance du PIB par habitant. Mo (2001) ajoute à cette littérature en analysant les différents déterminants de la croissance affectés par la corruption. Contrairement à Mauro (1995), l'indice de perception de la corruption de Transparency International est utilisé. L'auteur emploie des données portant sur 54 pays entre 1960 et 1995 et seule la méthode d'estimation par OLS est effectuée. Les canaux de transmissions étudiés sont le développement humain, l'investissement et l'instabilité politique. Mo estime qu'une augmentation de la corruption de l'ordre de 1% réduit la croissance économique de 0.72% tout en impactant négativement chaque canal de transmission. De plus, il conclut que l'instabilité politique est le déterminant le plus affecté par la corruption et explique 53% de l'effet total sur le la décroissance du PIB. Des résultats similaires ont été également obtenus par Dridi (2013) qui emploie un panel de 82 pays entre 1980 et 2002 et utilise les méthodes de 2SLS et 3SLS. L'auteur trouve que l'instabilité politique et le capital humain sont les déterminants de la croissance les plus affectés par la corruption.

Depuis, plusieurs études ont été effectuées afin de déterminer les impacts de la corruption sur différentes variables économiques, politiques et sociales. Par exemple, à l'aide de données sur 25 pays de 2003 à 2008, Akca et collab. (2012) estiment par effets fixes et aléatoires l'impact de la corruption sur l'inflation. Ils observent que la corruption peut avoir des effets significatifs sur la taxe d'inflation par l'entremise des déficits budgétaires. Certaines évidences empiriques démontrent aussi que la corruption a des effets néfastes importants sur les dépenses publiques. Haque et Kneller (2015) étudient la relation entre la corruption et l'investissement public à l'aide d'un panel de 66 pays et en tirent deux conclusions. Premièrement une corruption plus élevée entraîne une augmentation des investissements publics. Deuxièmement, puisque l'augmentation des dépenses est causée par un accroissement des coûts, le retour sur investissement est réduit de façon significative. Similairement, Dreher et Herzfeld (2005) estiment les effets de la corruption sur 7 variables dépendantes soit l'espérance de vie, le taux d'inscription scolaire, l'investissement, les dépenses gouvernementales, l'inflation, l'aide internationale et la croissance

du PIB par habitant. Pour ce faire, les auteurs emploient un panel de donnée de 71 pays pour la période 1975 à 2001. L'indice de perception IRCG est utilisé comme proxy pour la corruption. Ils démontrent que la corruption a des effets significativement négatifs sur l'espérance de vie, l'inflation et la croissance du PIB par habitant tandis que les résultats ne sont généralement pas significatifs pour les autres variables.

1.2 Anticorruption

Les recherches économiques des 25 dernières années ont convergé quant aux impacts négatifs de la corruption. Cette nouvelle littérature a encouragé la communauté internationale à porter davantage attention à la corruption et à déployer des mesures pour mieux la contrôler et la détecter. Par exemple, en 1997, plus de 40 pays ont ratifié la convention anticorruption de l'OCDE¹ et, en 2003, 114 pays signent la convention des Nation-Unis contre la corruption². Malgré ces initiatives, la corruption reste toutefois endémique, et ce particulièrement chez les pays en développement. La littérature économique sur le contrôle de la corruption n'est pourtant pas récente. La présente section vise donc à faire une revue de la littérature sur les bonnes pratiques anticorruption, les raisons de leurs échecs et leurs impacts sur l'économie.

1.2.1 Les bonnes pratiques anticorruption

Plusieurs mesures ont été développées à travers les années afin de tenter de contrôler la corruption. L'approche légaliste initialement formulée par Becker et Stigler (1974) proposent un modèle théorique dans lequel le salaire, la détection et les pénalités représentent des outils efficaces afin réduire la corruption. L'équilibre de leur modèle suggère que des incitations salariales court et long terme seraient suffisants pour réduire la corruption dans le cas où les processus de détection et de pénalité sont efficaces. Par contre, si ce dernier aspect est défaillant, un fonctionnaire pourra empocher les gains issus de cor-

1. (OCDE,2009)

2. (UN,2004)

ruption et de son salaire sans risque représentant ainsi un coût important pour l'état sans pour autant réduire le niveau de corruption. Di Tella et Schargrodsky (2003) se basent sur ce modèle dans leur analyse de la campagne anticorruption du secteur hospitalier de Buenos Aires en 1996-1997. La campagne a débuté lorsque le nouveau gouvernement local s'est rendu compte des variations de prix payés par les hôpitaux pour des biens médicaux homogènes. À l'aide d'un modèle économétrique, ils concluent que l'introduction d'audits sur le processus d'approvisionnement des hôpitaux et que l'augmentation des salaires des fonctionnaires ont permis de réduire les prix des biens en question de 15%. Similairement, Olken (2007) analyse l'introduction de mesures de surveillance « du haut vers le bas » (impliquant le gouvernement) et « du bas vers le haut » (impliquant des citoyens) dans des projets ruraux d'infrastructures en Indonésie. Les résultats suggèrent que l'augmentation de la probabilité d'audit par le gouvernement de 4% à 100% réduit le détournement de fonds de 27,% à 19,2%. Les impacts quant à la surveillance « ascendante » sont relativement limités, mais peuvent être positifs si les fonds supplémentaires obtenus sont alloués à l'acquisition de biens communs comme l'éducation, la nourriture et la santé.

Une solution autre souvent proposée afin de contrôler la corruption est d'éliminer les barrières, réglementations et délais administratifs trop importants. Par exemple, Djankov et collab. (2002) étudient l'impact des lourdes réglementations à l'entrée sur le niveau de corruption dans 85 pays. Pour ce faire, ils utilisent des données sur les firmes de type « start-up ». Ils estiment que les pays ayant des réglementations plus lourdes sont généralement plus corrompus et possèdent une économie informelle plus importante. Ceci est particulièrement vrai pour les pays moins démocratiques et plus interventionnistes où les gagnants de ces réglementations encombrantes sont les dirigeants qui en tirent une rente. Une élimination de ces réglementations réduirait alors l'opportunité des fonctionnaires à être corruptible. Similairement, Dreher et Gassebner (2013), démontrent que les entrepreneurs ont davantage recours à la corruption pour contourner les procédures qui limitent leur facilité d'entrée sur un marché. Ils trouvent que le degré de corruption augmente significativement quand le délai de création d'une entreprise est supérieur à 50 jours.

La transparence est un troisième mécanisme fréquemment préconisé comme mesure anticorruption. Selon Bhatnagar et collab. (2003), l'utilisation de technologies de communication et d'information est un excellent outil pour combattre la corruption. Il propose que l'accès à différents types d'information tels que les droits des citoyens, la performance de l'État, les procédures bureaucratiques comme la demande de permis et les données sur la corruption puisse agir comme mesures efficaces de contrôle de corruption. Cette réduction dans l'asymétrie de l'information a comme impact de responsabiliser les gouvernements centraux et locaux et réduit l'opportunité des fonctionnaires à demander des pots-de-vin. À l'aide d'une expérience sur le terrain en Inde, Peisakhin et Pinto (2010) étudient les effets de la loi du droit à l'information dans les communautés défavorisées. Leurs résultats démontrent que cette législation permet aux plus démunis d'avoir davantage accès aux services publics comme les bords de nourriture qui ne sont autrement accessibles qu'à l'aide de pots-de-vin.

D'autres recherches avancent que l'aide au développement peut être bénéfique dans la lutte contre la corruption. Ceci est possible si elle est octroyée sur la base de conditions qui limitent le pouvoir discrétionnaire des autorités locales par rapport à l'utilisation des fonds et si un changement institutionnel important s'ensuit. Cette méthode est parfois comparée à la théorie du Big Push préconisée par l'économiste Paul Rosenstein-Rodan en 1943. Empiriquement, Tavares (2003) analyse l'impact de l'aide sur la corruption avec un panel de pays en développement. Pour ce faire, il utilise des indicateurs de proximités géographique et culturelle avec les pays riches de l'OCDE comme instruments de la variable d'aide internationale. Les résultats sont significatifs et montrent une relation causale négative entre l'aide au développement et la corruption. L'auteur nuance tout de même que l'aide internationale est généralement octroyée pour des raisons qui excluent la performance économique et politique alors ses conclusions ne devraient pas être généralisées. Une méta-analyse de l'aide au développement et de la croissance par Doucouliagos et Paldam (2008) concluent que l'aide n'a en moyenne aucun impact significatif sur la croissance économique. Néanmoins, leurs résultats par MRA (Meta Regression Analysis) suggèrent que l'aide internationale peut favoriser de meilleures politiques gouvernemen-

tales et une inflation plus basse.

1.2.2 Échecs des mesures anticorruption

Malgré l'importante littérature sur les bonnes pratiques anticorruption, leur application se fait généralement dans un contexte imparfait et rempli de contraintes. Les consensus par rapport à l'efficacité de certaines mesures comme l'augmentation salariale ne sont pas encore atteints. Par exemple, Murphy et collab. (1993) suggèrent qu'un gouvernement devrait tenir compte des distorsions qu'il cause sur le marché du travail quand il augmente les salaires. En assumant que les agents économiques choisissent leur travail en fonction d'un rendement croissant sur leurs habiletés, une telle intervention gouvernementale peut être onéreuse puisqu'elle transfère artificiellement des travailleurs qualifiés de secteurs productifs à la bureaucratie. Empiriquement, Elbahnasawy et Revier (2012) étudient les causes de la corruption à l'aide d'un panel de 150 pays en utilisant des données sur la corruption de 1998 à 2005. Ils déterminent que les principaux facteurs influençant la corruption sont l'exposition démocratique, un fort État de droit et la liberté de presse. Leurs résultats concluent par ailleurs que le salaire n'est pas un déterminant significatif sur le degré de corruption d'un pays quand plusieurs variables de contrôles sont prises en compte.

Les bénéfices issus du contrôle de la corruption seront aussi nuancés si les pratiques corruptrices en place sont favorables aux dirigeants et hauts fonctionnaires publics. Kahana et Qijun (2010) étudient la corruption au sein de la bureaucratie chinoise et s'aperçoivent que la corruption hiérarchique cause un important cercle vicieux. Dans le cas où le processus d'avancement hiérarchique est corruptible, les fonctionnaires publics doivent distribuer des pots-de-vin à leurs supérieurs s'ils veulent sécuriser leur promotion. Cette pratique crée un cercle vicieux puisqu'elle incite en retour les fonctionnaires à être corruptibles afin de financer leur avancement hiérarchique. De plus, il est en outre avancé que lorsque l'élite politique est cohésive, les mesures anticorruption ont peu de chances de succès (Collier, 2002).

Une autre critique couramment formulée est que les réformes anticorruption sont parfois élaborées sans réelle compréhension de l'environnement où elles sont implémentées. Cette critique est souvent dirigée envers les organisations internationales comme la Banque mondiale (Fjeldstad et Isaksen, 2008). Par exemple, plusieurs projets anticorruption de la Banque n'ont pas su prendre en considération les particularités politiques et les causes de la corruption propres à certains pays. Les stratégies anticorruption qui en résultent sont généralement imprécises et peu bénéfiques pour le pays. Un exemple ressort dans l'analyse du cas de la Bolivie (Michael, 2006). Durant les années 1990, la Banque mondiale s'est engagée à chapeauter différentes réformes anticorruption dans ce pays. Le programme développé par la Banque était axé sur l'accessibilité et l'amélioration des services publics. Les résultats n'ont pas été concluants puisque la Banque mondiale a sous-estimé l'importance du clientélisme et du népotisme dans le système politique bolivien et elle n'a pas su rendre attrayantes ses réformes à la classe politique du pays (Michael, 2006).

Malgré une vaste littérature économique sur le contrôle de la corruption il n'est pas toujours clair quelles réformes sont à préconiser afin de combattre efficacement ce fléau : « les théories d'économie politique sont généralement incomplètes pour servir de guide dans le choix des règles à suivre lors de réformes anticorruption » (Goyette et collab., 2016).

1.2.3 Impacts empiriques du contrôle de la corruption

Plus récemment, certaines recherches empiriques se sont penchées sur les impacts des mesures et campagnes anticorruption sur divers aspects de l'économie. La Chine a été un laboratoire particulièrement intéressant où effectuer ces analyses puisque le régime communiste du pays s'est engagé dans plusieurs campagnes anticorruption depuis le début des années 2000.

À l'aide d'un panel de données provinciales, Qu et collab. (2018) quantifient l'impact des campagnes anticorruption sur la croissance économique. Les méthodes d'estimations

par 2SLS et GMM sont employées. Comme variable anticorruption, ils créent deux indices se basant sur la prévalence de termes anticorruption dans les journaux étatiques provinciaux. Ils suggèrent que ces indices représentent adéquatement la volonté du gouvernement central à combattre la corruption. Leurs résultats concluent que les mesures anticorruption ont des impacts à court terme négatifs sur la croissance économique qui s'expliquent par une réduction des investissements gouvernementaux. Des résultats similaires ont été obtenus par Wang (2016) qui fait usage des données provinciales trimestrielles de 2012 à 2014. Contrairement à Qu et collab. (2018), leurs « proxy » de l'intensité anticorruption est le nombre de congédiements de fonctionnaires publics. Ils trouvent qu'un congédiement supplémentaire réduit la croissance économique court terme de 0,1%.

Ils existent toutefois un certain nombre d'études qui concluent que les mesures anticorruption chinoises ont des effets positifs sur l'économie. Wu et Zhu (2011) analysent la relation entre les mesures anticorruption et la disparité de revenu au niveau des comtés chinois. La variable dépendante de leur modèle est le PIB par habitant et leurs variables anticorruption sont le nombre d'auditeurs publics, le nombre de projets publics sous enquête et les montants illégaux saisis issus de corruption. Ils concluent que le contrôle de la corruption est un outil important pour lutter contre la pauvreté et que les mesures anticorruption expliquent de façons significatives les écarts de revenu en Chine. Xu et Yano (2017) démontrent que les efforts anticorruption ont aussi des bénéfices sur l'innovation. Pour ce faire, ils utilisent des données de 2009 à 2015 sur les firmes chinoises en bourse et leurs anticorruption sont les investigations pour corruption de fonctionnaires publique par 100 000 habitants et la prévalence d'articles dénonçant la corruption dans les journaux étatiques. Leur recherche conclut que l'intensité des efforts anticorruption a un impact significatif sur les fonds alloués à la recherche au développement chez les firmes listées en bourses qui n'ont pas de fortes relations politiques avec le gouvernement. Selon les auteurs, ceci est principalement dû au fait que les entreprises possédant peu de capital politique sont plus propices à l'expropriation et ont donc moins d'incitation à investir dans l'innovation. Une conclusion identique est tirée de Dang et Yang (2016) qui utilisent des variables anticorruption similaires et des données de 2010 à 2013. Le tableau 1.1 récapitule

tule la revue de littérature effectuée pour cette sous-section.

TABLE 1.1 – Impact empirique du contrôle de la corruption

Auteur(s)	Données	Variable(s) anticorruption	Méthode(s) d'estimation	Résultats
Qu et al (2018)	2000-2014	<ul style="list-style-type: none"> Articles de journaux 	<ul style="list-style-type: none"> Panel provincial 2SLS, GMM 	Impacts négatifs sur la croissance à court terme
Wang (2016)	2012-2014	<ul style="list-style-type: none"> Congédiements de fonctionnaires publiques 	<ul style="list-style-type: none"> Panel provincial OLS, effets fixes 	Impacts négatifs sur l'investissement et la croissance à court terme
Wu et Zhu (2010)	2002-2003	<ul style="list-style-type: none"> Nb d'auditeurs publics Projets publics audités Fonds illégaux saisis 	<ul style="list-style-type: none"> Panel de comtés OLS 	Impacts positifs sur l'écart de revenu
Gang et Yano (2017)	2009-2015	<ul style="list-style-type: none"> Articles de journaux Nb d'investigations de fonctionnaires publiques 	<ul style="list-style-type: none"> Données sur les firmes chinoises en bourse Probit, GMM, effets fixes 	Impacts positifs sur la recherche au développement
Dang et Yang (2016)	2010-2013	<ul style="list-style-type: none"> Nb de cas rapportés de corruption Nb de convictions pour corruption Nb de convictions pour les cadres de niveau régional ou plus 	<ul style="list-style-type: none"> Données sur les firmes chinoises en bourses OLS 	Impacts positifs sur la recherche au développement

1.3 Développement humain

Afin de répondre à la question centrale de ce mémoire, il est utile de faire une brève revue de la littérature sur le développement humain en Inde. Au niveau international, les recherches récentes emploient généralement l'espérance de vie ou la mortalité infantile comme indice de développement humain. Par exemple, Clark (2011) observe que le développement économique est un facteur déterminant de l'espérance de vie dans les pays en développement. Il trouve également que le développement économique impact davantage la mortalité infantile dans les pays développés que ceux en voie de développement.

Pour le cas de l'Inde, plusieurs études au niveau infranational ont tendance à utiliser le taux d'immunisation complète comme variable de développement humain. Cet indicateur est plus facilement accessible relativement aux indices de santé normalement utilisés. De ce fait, plusieurs recherches en Inde se sont penchées sur les déterminants du taux d'immunisation complète chez les enfants³. Par exemple, dans leur recherche, Devasenapathy et collab. (2016) concluent que le revenu familial, l'éducation de la mère, les naissances institutionnelles et la naissance dans une ville plutôt que dans un milieu rural sont des facteurs importants pour déterminer le taux d'immunisation. De plus, d'autres études ont démontré l'importance du niveau d'éducation de la mère comme déterminant afin d'expliquer le taux d'immunisation chez les enfants. À l'aide de données récoltées à partir du *India Human Development Survey (2005)*, Vikram et collab. (2012) analysent différents aspects qui influencent le niveau d'éducation maternel et comment ceux-ci impacts le taux d'immunisation des enfants. Ils trouvent entre autres que le capital humain et culturel des femmes et que le niveau d'égalité des sexes dans les ménages sont des variables significatives pour expliquer l'immunisation des enfants.

Dans les milieux ruraux indiens, le sexe est également un constituant important par rapport aux soins de santé accordés aux enfants. En utilisant des données de 1992-1993, Choi et Lee (2006) trouvent que les garçons ont plus de chances de recevoir les vaccins pour l'immunisation complète que les filles. Selon les auteurs, ceci est principalement dû au fait que les garçons sont plus favorisés dans les régions rurales. Par contre, selon Singh (2013), qui utilise des données de 1992 à 2006, les différences de taux d'immunisations entre régions urbaines et rurales selon le sexe des enfants ont diminué de façons générales en Inde au cours de leur période d'échantillon.

3. En Inde, pour être considéré comme étant complètement immunisé, un enfant doit recevoir des vaccins contre la polio, la tuberculose, la rougeole, la diphtérie, le tétanos et la poliomyélite.

1.4 Conclusion

Suite à cette revue de littérature, nous comprenons mieux quels sont les impacts de la corruption sur l'économie et ses déterminants. Nous avons aussi une meilleure idée des mesures anticorruption à préconiser, mais également quelles sont leurs limitations. Par contre, des questions demeurent quant à l'impact empirique des mesures anticorruption sur la croissance économique et ses déterminants. Les recherches entreprises jusqu'à présent portent principalement sur la Chine et ne convergent pas quant aux effets du contrôle de la corruption. Nous pensons qu'il est donc intéressant d'étendre cette partie de la littérature au cas d'un autre pays et d'un autre canal de croissance.

Chapitre 2

Évidences empiriques

Ce chapitre présente le contexte de la corruption et du contrôle de la corruption en Inde. Pour ce faire, nous faisons un survol de l'évolution du niveau de corruption au niveau fédéral et provincial, en mettant l'accent sur la période 2005-2015. Nous examinons par la suite le contexte des politiques anticorruption en Inde avec une emphase sur les différentes législations adoptées par le gouvernement fédéral et leurs applications au sein des provinces. Nous recensons également un certain nombre d'initiatives anticorruption établies uniquement au niveau provincial.

2.1 Corruption en Inde

À l'échelle nationale, le niveau de corruption en Inde a connu une certaine volatilité durant la période 2005-2015 selon les classements internationaux. Tel qu'observé aux figures 2.1 et 2.2, le classement de l'Inde dans la liste des pays les moins corrompus d'après Transparency International (TI) a fluctué entre le 71^e et 88^e rang. Le pays a particulièrement amélioré son classement en 2005-2006 et entre 2011 et 2015, alors qu'au contraire celui-ci a diminué entre 2006 et 2011. Toujours selon TI, l'indice de perception de la corruption du pays, qui varie de 0 à 100 (qui va du plus au moins corrompu), est passé de 29 à 38 durant la période, ce qui représente une diminution de la corruption au niveau national sur la période de notre échantillon.

FIGURE 2.1 – Rang de l’Inde selon Transparency International (2005-2015)

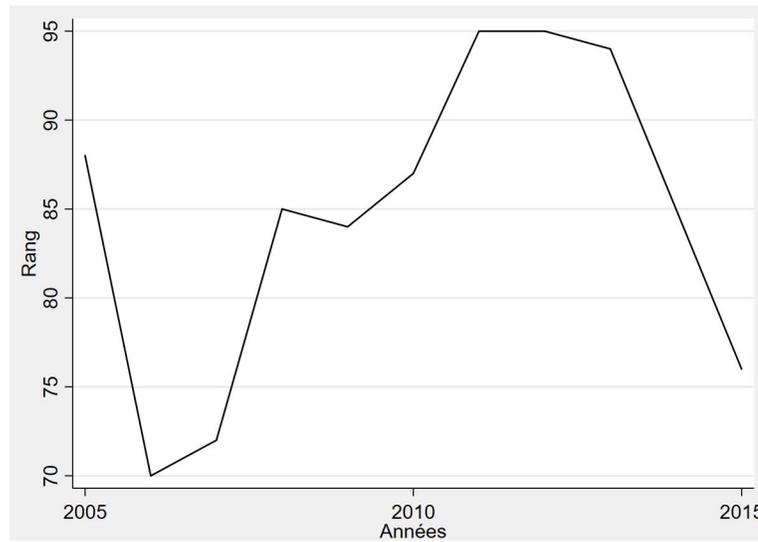
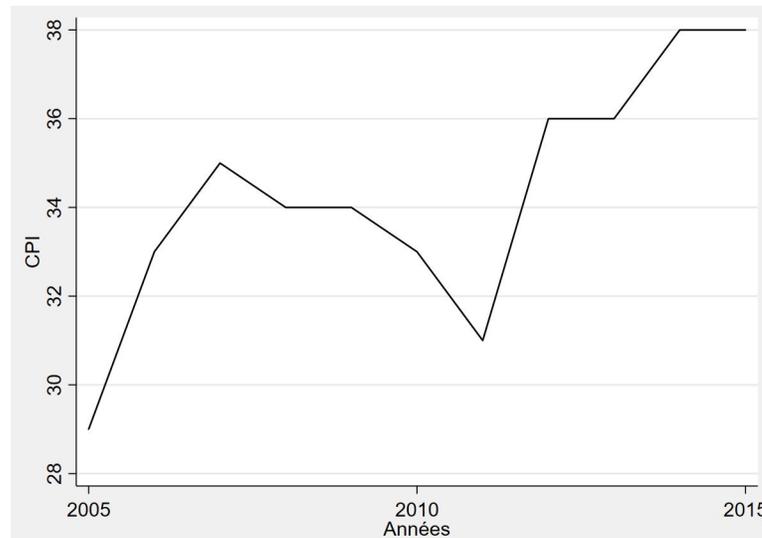


FIGURE 2.2 – Indice de perception de la corruption (2005-2015)



Au début de la période étudiée, selon les analyses du chapitre de TI en Inde, les problématiques de corruption étaient particulièrement importantes dans les services policiers, le système judiciaire et le système de registre foncier, alors que l’éducation et la distribution d’eau étaient les secteurs les moins affectés par la corruption (Transparency International India, 2005). Par exemple, 80% des citoyens interrogés rapportaient avoir dû payer un pot-de-vin lors de leurs interactions avec la police. Au niveau judiciaire, 40%

citoyens interrogés rapportaient que des pots-de-vin avaient affecté la nature du verdict final de l'accusé. De façon générale, en 2005, 62% des citoyens déclaraient avoir payé un pot-de-vin à un fonctionnaire afin d'avoir accès à un service public ou pour accélérer un processus. Selon Transparency International India, les raisons clés pouvant expliquer le niveau de corruption élevé en Inde au début de notre période à l'étude sont les suivantes :

- Manque de transparence et de responsabilité dans le système ;
- Processus déficient pour délatrer la corruption ;
- Manque d'honnêteté chez les fonctionnaires publics ;
- Normalisation des pots-de-vin ;
- Institutions anticorruption déficientes ;
- Faibles politiques économiques ;
- Mauvaise formation des fonctionnaires publics ;

En 2017¹, le pourcentage de citoyens ayant déclaré avoir payé un pot-de-vin durant l'année a baissé à 45% (Transparency International India, 2017a). Les services policiers, fonciers et municipaux restaient les plus corrompus, alors que plus du 2/3 des citoyens enquêtés rapportaient avoir versé des pots-de-vin pour l'accès à ces services. Il est à noter que l'enquête de 2017 concerne un échantillon plus restreint de provinces, soit 12, alors que l'enquête de 2005 avait été effectuée dans 20 provinces.

À l'échelle provinciale, les niveaux de corruption varient substantiellement. Alors qu'on retrouve en Inde des provinces ayant des niveaux de corruption alarmants, d'autres ont un niveau de corruption moyen. Le tableau 2.1 présente le classement de 20 provinces avec leur indice de perception de corruption en 2005 (Transparency International India, 2005) et où une valeur plus élevée représente une plus haute corruption. On y voit que la province de Kerala est la province la moins corrompue et que celle de Bihar est la province la plus corrompue avec des indices de corruption respectifs très différents de 240 et 695. La province de Kerala présente des indices de corruption plus faible pour

1. Les données disponibles après 2005 ont été publiées en 2008, 2017, 2018 et 2019.

sur l'ensemble des secteurs étudiés² alors que Bihar est au bas du classement dans tous ces secteurs. Le tableau 2.2 est intéressant puisqu'il montre le niveau de perception de la corruption en 2008 sur un échantillon plus important soit 31 provinces et territoires de l'Union (Transparency International India, 2008). Bien que la méthodologie de ce rapport est différente et se base uniquement sur la perception des ménages à faible revenu, il nous permet néanmoins d'élargir notre aperçu des disparités indiennes sur la corruption entre les provinces.

TABLE 2.1 – Indices provinciaux de corruption (2005)

<i>Provinces/territoires</i>	<i>Indice composite de corruption</i>	<i>Rang</i>
Kerala	240	1
Himachal Pradesh	301	2
Gujarat	417	3
Andhra Pradesh	421	4
Maharashtra	433	5
Chhattisgarh	445	6
Punjab	459	7
West Bengal	461	8
Orissa	475	9
Uttar Pradesh	491	10
Delhi	496	11
Tamil Nadu	509	12
Haryana	516	13
Jharkhand	520	14
Assam	542	15
Rajasthan	543	16
Karnataka	576	17
Madhya Pradesh	584	18
Jammu & Kashmir	655	19
Bihar	695	20

Source : Transparency International India (2005)

2. Police, système juridique, services municipaux, hôpitaux, énergie (eau et électricité), éducation, registre foncier, déclaration d'impôts, système de bons alimentaires et les institutions financières rurales.

TABLE 2.2 – Niveau provincial de corruption (2008)

<i>Alarmant</i>	<i>Très élevé</i>	<i>élevé</i>	<i>Modéré</i>
Assam, Jammu & Kasmhir, Madhya Pradesh, Uttar Pradesh, Goa, Nagaland	Bihar, Karnataka, Rajas- than, Tamil Nadu, Meghalaya, Sikkim	Chhattisgarh, Delhi, Gujarat, jharkhand, Kerala, Orissa, Arunachal Pradesh, Manipur	Andhra Pradesh, Haryana, Himachal Pradesh, Mah- rashtra, Punjab, Uttarakhand, West Bengal, Chandi- garh, Mizoram, Pondichery, Tri- pura

Source : Transparency International India (2008)

Plusieurs facteurs ont été avancés dans la littérature afin d’expliquer ces écarts de niveaux de corruption entre les provinces en Inde. À l’aide d’un échantillon de 20 provinces indiennes, Charron (2010) conclut que le niveau de développement (mesuré en termes du PIB par habitant et de l’éducation) et la décentralisation fiscale ont des effets négatifs importants sur le niveau de corruption. Kenny (2015), quant à lui, analyse les relations entre l’héritage colonial, la décolonisation et le niveau de corruption provincial. Selon cet auteur, le niveau de corruption plus faible dans la province de Kerala, par exemple, s’explique par une haute autonomie et un système bureaucratique efficace implanté avant et pendant la période coloniale. De plus, le vide institutionnel engendré par la décolonisation de l’Inde aurait moins affecté cette province puisqu’elle était déjà dépendante de ses propres institutions. Finalement, il suggère que la colonisation par des missionnaires chrétiens a également impacté positivement le développement de l’État. Les figures 2.3 et 2.4 montrent la relation négative entre le revenu, l’éducation et le niveau de corruption provincial au début de notre période à l’étude.

En 2018, la disparité en termes de niveau de corruption provincial était toujours bien perceptible. Par exemple, 31% des citoyens ont déclaré avoir payé un pot-de-vin dans la province de Kerala, contre 47% à Maharashtra, 56% au Punjab et 59% à Uttar Pradesh au cours de l’année (Transparency International India, 2018a).

FIGURE 2.3 – PIB par habitant et corruption au niveau provincial (2005)

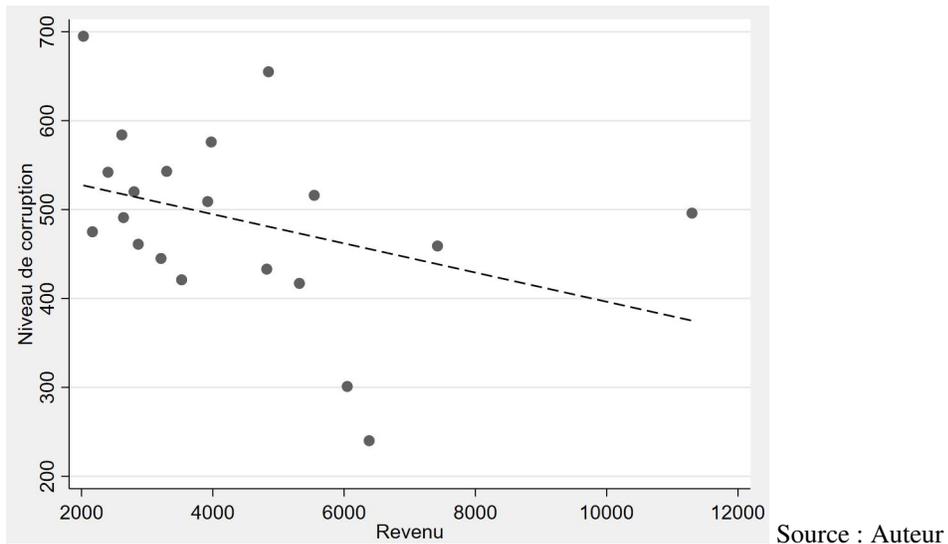
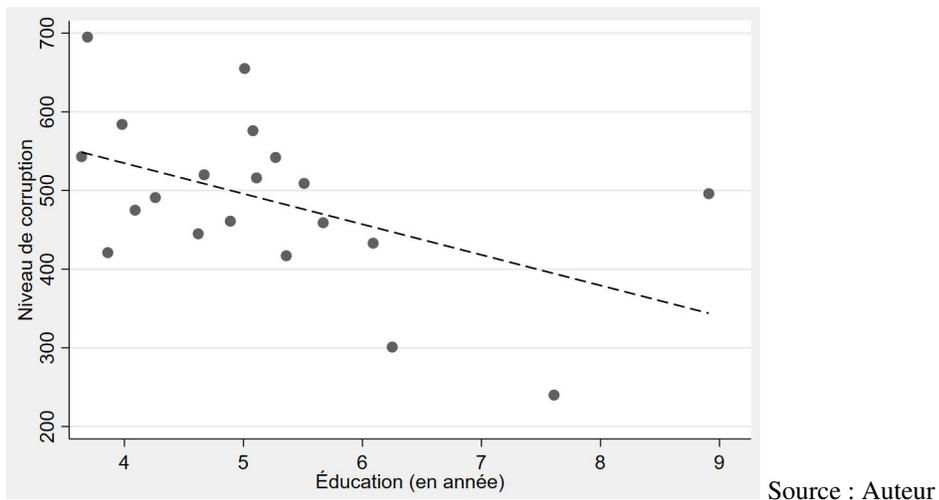


FIGURE 2.4 – Éducation et corruption au niveau provincial (2005)



2.2 Mesures anticorruption en Inde

L'une des premières législations importantes adoptées par le Parlement indien pour contrôler la corruption fut l'Acte de prévention de la corruption en 1988 (Government of India, 1988). Cette loi définit clairement les offenses pouvant être considérées comme étant des actes de corruption administrative et ce qu'est un fonctionnaire public. Cet Acte forme le cadre juridique permettant la nomination de juges spéciaux par le gouvernement fédéral et les gouvernements provinciaux dans les procès de corruption. Il définit égale-

ment les pénalités imposables selon les offenses commises et identifie les autorités ayant le pouvoir légal d'entreprendre les investigations en matière de corruption.

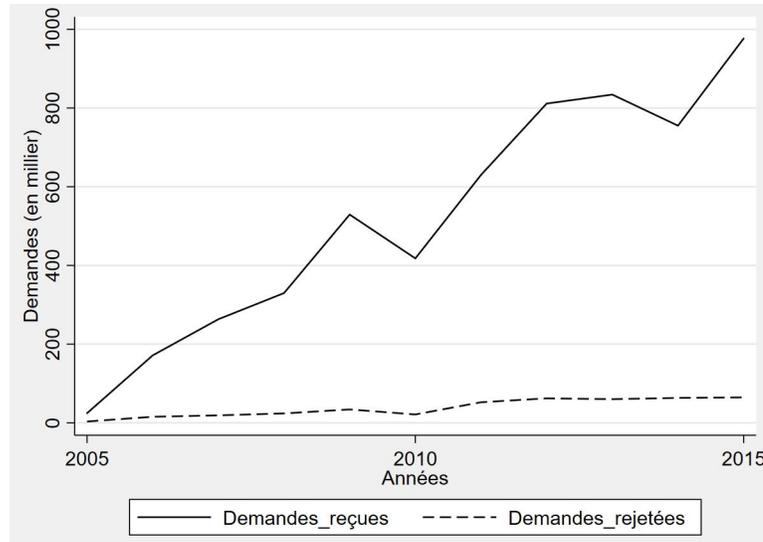
Depuis le début des années 2000, le gouvernement central indien a voté plusieurs lois afin de faciliter davantage la lutte contre la corruption. Suite aux pressions externes de mouvements anticorruption et de pressions au sein même du gouvernement, l'Inde a adopté en 2005 l'Acte sur le droit à l'information. Cette loi donne aux citoyens le pouvoir de demander et d'obtenir de l'information des autorités publiques. De leur côté, les autorités ont un délai de 30 jours pour répondre à une requête d'information (ce délai est réduit à 48 heures si la vie ou la liberté du demandeur est en jeu). Les gouvernements sont également requis de publier digitalement certaines catégories d'information afin de limiter les requêtes formelles qui leur sont faites. Cette loi force donc les gouvernements nationaux et locaux à plus de transparence et de responsabilité. Initialement votée en juin 2005, cette loi a été mise en application seulement quelques mois plus tard en octobre 2005. Selon Transparency International India (2018b), ce court délai entre adoption et application n'a pas été suffisant pour la création d'infrastructures adéquates permettant l'application en bonne et due forme de la réglementation. De ce fait, même si l'Inde s'est dotée de l'une des meilleures lois sur l'accès à l'information au monde³ (Center for Law and Democracy, 2019) en terme *de jure*, le pays se classe 66^e en termes de probabilité d'accès à l'information (Transparency International India, 2017b). Depuis l'adoption de cette loi, l'Inde a néanmoins conçu des plateformes en ligne pour faciliter la publication d'information et de données. Par exemple, en 2012, le gouvernement indien a lancé le site internet *data.gov.in*. Ce site répertorie de nombreuses données nationales, provinciales et au niveau des districts afin de faciliter l'accès à l'information. Initialement, ce site contenait 13 bases de données publiées par sept départements fédéraux. Il recense à l'heure actuelle plus de 8000 catalogues de données mis en ligne par 173 départements provinciaux et fédéraux.

La figure 2.5 montre le nombre de demandes d'accès à l'information reçues et rejetées par les autorités du pays. On observe une tendance à la hausse en ce qui concerne les

3. Cette loi est classée sixième au monde selon le Center for Law and Democracy.

demandes reçues depuis l'adoption de l'Acte en 2005. Celles-ci sont passées de 24 436 en 2005 à 976 679 en 2015. Le nombre de demandes rejetées a lui aussi connu une tendance à la hausse, mais celle-ci a été moins importante que les demandes reçues. Le ratio de cas rejetés est passé de 13,8% en 2005 à 6,6% en 2015 (Transparency International India, 2018b).

FIGURE 2.5 – Demandes d'accès à l'information reçues et rejetées (2005-2015)

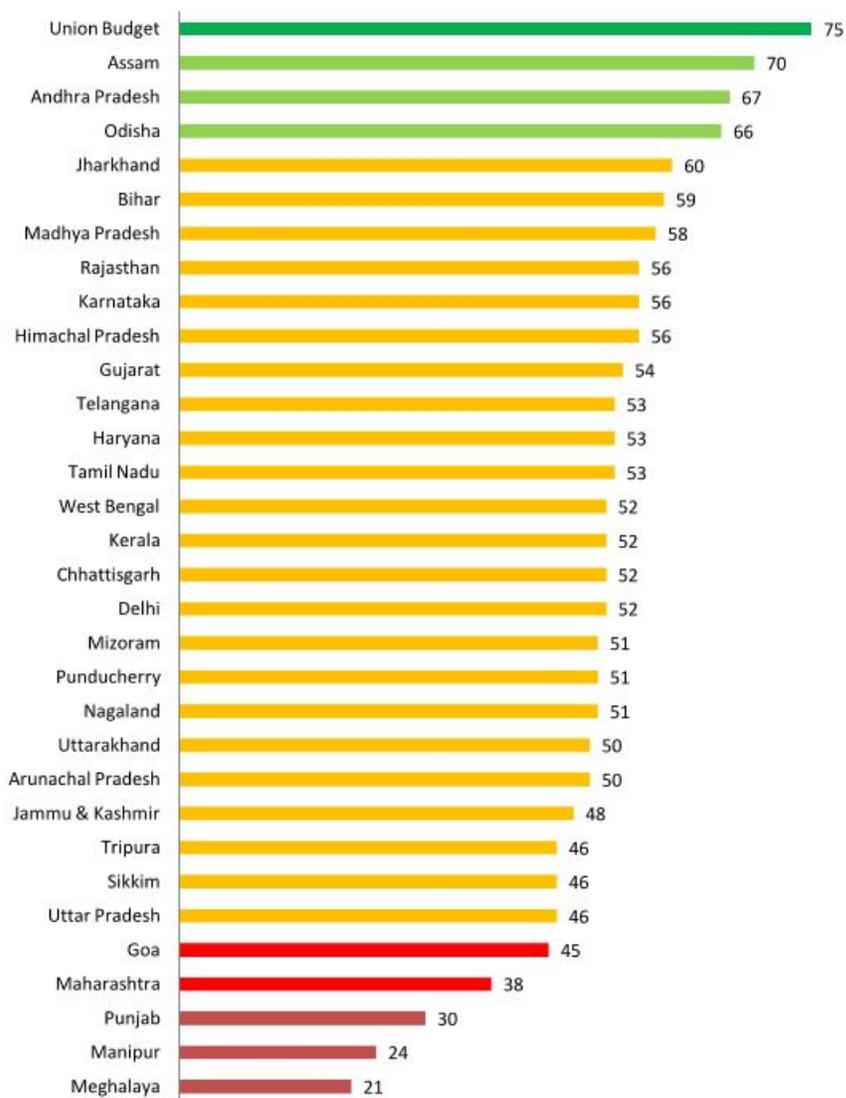


La transparence budgétaire est également un outil utilisé par certaines provinces pour lutter contre la corruption. Au niveau de la transparence du budget de l'Union, l'Inde s'est classée au 53^e rang sur 115 pays avec une note de 48 sur une échelle de 100 (International Budget Partnership's Open Budget Initiative, 2017). Selon cette étude, les budgets publics indiens ne présentent pas d'information assez détaillée et ne donnent pas suffisamment de pouvoir au public pour les débattre.

Au niveau provincial, Transparency International India a réalisé une étude d'envergure en 2019 afin d'évaluer la transparence des budgets provinciaux et fédéraux (Transparency International India, 2019). Les résultats de cette étude montre une divergence importante entre la transparence budgétaire des provinces (voir la figure 2.6). Selon cette étude, le budget fédéral est le plus transparent avec une cote de 75. La province d'Assam a le processus budgétaire le plus transparent parmi les provinces avec une note de 70, considérée

comme « transparent », tandis que la province de Meghalaya se positionne au dernier rang avec la note de 21 et une transparence considérée comme « opaque ». Selon ce rapport, aucun gouvernement n'est considéré comme étant « hautement » transparent par rapport à son budget avec une note supérieure à 76.

FIGURE 2.6 – Transparence budgétaire de l'Union, des provinces et territoires (2019)



En 2013, suite à un mouvement de protestation anticorruption sans précédent en Inde, le gouvernement central indien a adopté l'Acte des Lokpal et Lokayuktas. Cette loi oblige la création d'une institution anticorruption indépendante au niveau fédéral (Lokpal), de

même que dans chaque province et territoire de l'Union (Lokayuktas). Le Lokpal a pour objectif de recevoir les plaintes de corruption contre les fonctionnaires publics ou les membres du gouvernement et il a comme mandat de les investiguer ou de les transférer à d'autres agences pouvant le faire. Il détient aussi plusieurs pouvoirs qui supplantent ceux d'autres agences fédérales comme le Bureau National d'Investigations. Le directeur du Lokpal est nommé pour une période de 5 ans par les membres du gouvernement et de l'opposition au Parlement. Au niveau provincial, les États n'ayant pas déjà une agence anticorruption en place avaient un an après l'adoption de la loi afin pour en créer⁴. Au début de notre période à l'étude (en 2005), 18 provinces s'étaient déjà dotées d'une agence anticorruption, alors que ce nombre augmentait à 23 en 2015.

De plus, les provinces détiennent une certaine autonomie quant aux pouvoirs accordés aux Lokayuktas, la loi de 2013 n'agissant que comme modèle. De ce fait, au niveau provincial, les agences anticorruption ne sont pas toutes égales en termes de lutte contre la corruption et plusieurs différences en termes de gouvernance existent les unes par rapport aux autres. Les points suivants résument ces principales différences selon Transparency International India (2018b) :

- En 2018, sept provinces ne s'étaient toujours pas dotées de Lokayukta ;
- Quatre d'entre elles n'avaient pas adoptées la loi ;
- Cinq provinces avaient le poste de directeur de l'agence vacant ;
- 14 des 23 provinces dotées de l'institution n'avaient pas de site internet pour celle-ci ;
- Sept provinces n'imposaient pas de frais pour remplir une plainte de corruption ;
- Seulement quatre provinces avaient mis à jour leurs rapports annuels de 2016 et 2017 ;

Ces différences importantes entre les agences anticorruption provinciales proviennent généralement d'un manque de volonté politique de combattre la corruption ou par manque de fonds, d'employés et d'autonomie au sein de ces institutions.

4. Le premier Lokayukta fut établi en 1971 par la province de Maharashtra.

Notons finalement que différentes initiatives ont également été développées au cours des années par les provinces et territoires afin de mieux contrôler la corruption selon les enjeux locaux. Depuis 2011, plusieurs provinces ont ainsi adopté une loi sur l'accès aux services publics. Cette loi, bien que différente dans chaque province, présente certains liens de similitude dans chacune. Cette loi garantit entre autres l'accès aux services publics à la population dans un délai raisonnable. Un manquement d'accès aux services publics peut résulter en une sanction pour les fonctionnaires. Les services régis par cette loi incluent la distribution d'électricité, les cartes électorales, les bons alimentaires, l'enregistrement de propriétés, etc (OneWorld foundation India, 2014). En outre, plusieurs autres initiatives se sont traduites par des projets touchant le e-governance. Par exemple, la province de West Bengal a développé plusieurs projets permettant la transmission d'informations de manières efficaces et transparentes à ses citoyens à l'aide des technologies de l'information (Transparency International India, 2005). La province a entre autres établi un module de recherche internet qui recense les achats gouvernementaux et les activités des institutions de développement rurales. Également, plus de 7000 kiosques d'information sur la distribution des services publics ont été établis un peu partout dans la province. Au niveau budgétaire, la province d'Assam est la seule ayant élaboré et publié un budget citoyen dans le domaine public. Elle est également la seule province ayant créé une campagne d'information sur son budget dans l'ensemble de ses districts (Transparency International India, 2019).

2.3 Conclusion

Ce chapitre nous a permis de mettre en perspective le contexte de la corruption et de la lutte contre ce fléau en Inde, tant au niveau du gouvernement central de l'Union qu'à l'échelle provinciale. Nous avons constaté que le niveau de corruption entre provinces varie énormément de même que l'intensité du contrôle de la corruption. Alors que certaines provinces appliquent à la lettre certaines lois fédérales, telles que l'acte des Lokpal et Lokayuktas, et vont même au-delà en développant leurs propres initiatives, d'autres ont une

attitude plus laxiste.

La lutte contre la corruption procure-t-elle un meilleur développement économique et humain aux provinces qui s'y engagent ? La prochaine section vise à établir la méthodologie adéquate afin de répondre à cette question.

Chapitre 3

Méthodologie et données

Nous présentons dans ce chapitre notre méthodologie économétrique et nos données. Nous définissons premièrement les spécifications du modèle de croissance économique et ensuite celles pour le modèle développement humain. Nous expliquons par la suite les différentes méthodes d'estimation utilisées afin de répondre à la question centrale qui consiste à estimer l'impact des mesures anticorruption sur la croissance et sur un indicateur du système de santé indien . Finalement nous nous penchons sur les variables utilisées. Celles-ci se basent sur la littérature empirique, mais également sur la disponibilité des données indiennes.

3.1 Modèles de croissance économique

Plusieurs recherches ont étudié les impacts de différents déterminants de la croissance économique. À des fins de comparaisons, nous nous inspirons en partie du modèle utilisé par Qu et collab. (2018) qui estiment l'impact des mesures anticorruption en Chine. Nous y ajoutons également certaines variables potentiellement importantes pour expliquer la croissance économique au niveau provincial en Inde. Le modèle est le suivant :

$$\begin{aligned} Croissance_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 \text{revenu}_{i,t-1} + \beta_3 \text{anticor}_{i,t-1} + \beta_4 \text{croissancepop}_{i,t} + \beta_5 \text{investissement}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{urbanisation}_{i,t} + \beta_7 \text{education}_{i,t} + \beta_8 \text{gov}_{i,t} + \eta_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3.1)$$

Où i est l'indice qui désigne la province et t la période. La variable expliquée, *Croissance*, est le taux de croissance du PIB provincial par habitant, *revenu* est la valeur retardée en log du PIB par habitant, *anticor* est la valeur retardée de nos mesures anticorruption, *croissance pop* est le taux de croissance annuelle de la population, *investissement* est le log des investissements en formation brute de capital fixe par habitant, *urbanisation* est le taux d'urbanisation, *éducation* est le niveau de scolarité moyen en termes d'années et *gov* sont les dépenses gouvernementales en fonction du PIB. Finalement, η_i sont les effets fixes non observés et α_t est une variable binomiale pour chaque période.

Contrairement à Qu et collab. (2018), nous utilisons la valeur retardée pour nos variables anticorruption selon l'idée que ces politiques prennent un certain temps pour se faire ressentir dans l'économie (Cole et collab., 2009). Nous incluons aussi deux variables fixes, soit l'efficacité institutionnelle (Mauro, 1995; Easterly et collab., 2006) et le niveau de corruption initiale. La corruption initiale n'est pas utilisée dans les recherches similaires, mais nous l'ajoutons sous l'hypothèse que les mesures anticorruption peuvent avoir des impacts différents selon le niveau de corruption initial de la province.

Le modèle est estimé à l'aide de données longitudinales pour la période 2005 à 2015 parmi 30 provinces et territoires de l'union, comprenant ainsi plus de 99% de la population totale du pays¹. Cette période de temps est relativement courte, mais correspond par exemple à celle utilisée en Chine par Qu et collab. (2018). Elle représente aussi le plus long intervalle de temps disponible selon les variables choisies. Le modèle est également estimé en utilisant une moyenne de 2 ans pour chacune des variables.

3.2 Modèle de développement humain

Le modèle de développement humain nous permet de répondre à la deuxième partie de notre question de recherche, soit les effets des politiques anticorruption sur la santé. Cet aspect peut être d'autant plus important pour le cas l'Inde où la corruption dans le

1. L'Inde compte 28 provinces et 8 territoires alors que notre recherche utilise 27 provinces et 3 territoires.

milieu de la santé reste endémique.

Afin de bâtir notre modèle, nous nous inspirons des recherches mentionnées dans la revue de littérature sur les déterminants du taux d'immunisations complète en Inde. Par contre, la plupart des études effectuées sur le sujet se basent sur des modèles non dynamiques et avec des données micro au niveau individuel, de villages ou de districts. En utilisant des données provinciales, nous nous heurtons à une contrainte par rapport à la disponibilité des données, mais plusieurs variables importantes nous sont quand même disponibles. Le modèle est donc le suivant :

$$\begin{aligned} \text{Immunisation}_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 \text{revenu}_{i,t} + \beta_3 \text{anticor}_{i,t-1} + \beta_4 \text{urbanisation}_{i,t-} \\ & + \beta_5 \text{fécondité}_{i,t} + \beta_6 \text{journaux}_{i,t} + \beta_7 \text{naissances}_{i,t} + \eta_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2) \end{aligned}$$

Où i est l'indice qui désigne la province et t la période. *Immunisation* est le taux d'immunisation complète chez les enfants de 12 à 24 mois, *revenu* est le log du PIB par habitant, *anticor* est la valeur retardée de nos mesures anticorruption, *urbanisation* est le taux d'urbanisation, *fécondité* est le nombre moyen d'enfants par femme, *journaux* est le log du nombre de journaux et périodiques enregistrés par millions d'habitants, *naissance* est le taux de de naissance institutionnel (à l'hôpital). De plus, η_i sont les effets fixes non observés et α_t est une variable binomiale pour chaque période.

Pour ce modèle, nous utilisons la corruption initiale comme variable intemporelle en suivant la même logique que dans le modèle de croissance économique, soit qu'un niveau de corruption initiale hétérogène entre provinces affecte l'efficacité des mesures anticorruption. Nous ajoutons également une variable intemporelle sur l'inégalité. Il s'agit du quintile inférieur de la distribution des revenus pour chaque province. Ce modèle est également estimé de 2005 à 2015 sur 29 provinces et avec une moyenne de deux ans pour chacune des variables.

3.3 Méthodes d'estimation

Nous discutons dans cette sous-section des différentes méthodes d'estimations utilisées dans la littérature et celles appropriées à nos types de modèles et données. Nous pouvons simplifier les modèles présentés plus haut par le modèle restreint suivant :

$$Y_{i,t} = \theta Z_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{i,j,t} + v_{i,t} \quad (3.3)$$

Où : $v_{i,t} = \eta_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t}$

Où i désigne la province, t la période et j est l'indice pour noter les variables explicatives. $Y_{i,t}$ est la variable dépendante, $Z_{i,t-1}$ est la variable retardée, $X_{i,j,t}$ sont les variables explicatives, η_i est l'effet fixe et α_t est l'effet temporel.

Les deux modèles sont initialement estimés à l'aide des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) afin de comprendre la relation de base entre les variables. Par contre, cette méthode d'estimation ne prend pas en compte les problèmes potentiels d'endogénéité causés par des variables omises représentant l'effet fixe non observé ou par la présence de variables retardées. L'estimation des coefficients qui en résulte risque alors d'être biaisée. Deux méthodes alternatives souvent utilisées dans la littérature des données longitudinales sont les estimations par effets fixes (FE) et effets aléatoires (RE).

Ces méthodes traitent spécifiquement de l'hétérogénéité causée par l'effet fixe non observé entre les provinces de notre panel. L'estimation par effet fixe sous-entend qu'il peut y avoir corrélation entre les effets individuels constants entre les provinces et les variables indépendantes. Cette méthode transforme l'équation en première différence afin d'éliminer le terme η_i . Au contraire, l'estimation par effet aléatoire propose que les effets individuels soient aléatoires et ainsi non corrélés avec les autres variables explicatives (Baltagi et collab., 2002). Le test de Hausman est généralement utilisé afin de discriminer entre ces deux méthodes d'estimation et où un rejet de l'hypothèse nulle implique que l'estimation par effet fixe est consistante. Par contre, ces deux méthodes présentent toujours un problème d'estimation causé par la présence de la variable explicative retardée. La variable $Z_{i,t-1}$ est par construction corrélée au terme d'erreur et ce même en traitant

pour les effets fixes. Par exemple, si nous transformons l'équation (3.3) en première différence nous obtenons :

$$\Delta Y_{i,t} = \theta \Delta Z_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta X_{i,j,t} + \Delta v_{i,t} \quad (3.4)$$

Alors, même en éliminant le terme η_i , la variable retardée reste corrélée au terme d'erreur pour la raison suivante :

$$\Delta Z_{i,t-1} = Z_{i,t-1} - Z_{i,t-2} \quad (3.5)$$

$$\Delta v_{i,t} = v_{i,t} - v_{i,t-1} \quad (3.6)$$

Des méthodes ont été élaborées afin de faire face à ce problème d'endogénéité. L'utilisation d'instruments pour la variable retardée est la façon la plus populaire d'y remédier. Les techniques 2SLS/3SLS (two and three stage least square), Difference GMM (Arellano et Bond, 1991) et System GMM (Arellano et Bover, 1995; Blundell et Bond, 1998) sont souvent appliquées dans la littérature empirique de la croissance économique et du développement humain en présence de données longitudinales. Les estimations par 2SLS/3SLS font l'utilisation d'instruments externes afin de remédier au problème d'endogénéité. Une contrainte évidente est de trouver des variables instrumentales adéquates pour nos variables retardées. Malheureusement, la limitation des données indiennes disponibles ne nous permet pas de trouver des instruments externes adéquats pour nos modèles. Les méthodes d'estimations par Difference GMM et System GMM quant à elles utilisent des instruments internes pour traiter l'endogénéité issue de la corrélation entre les variables retardées et le terme d'erreur, qui s'avèrent plus appropriés dans notre cas.

Plus précisément, la méthode de Difference GMM applique la première différence sur le modèle afin d'éliminer les effets fixes non observés. Puis, les valeurs retardées en niveau des variables explicatives endogènes (pour deux périodes et plus) sont utilisées comme instruments dans l'équation en première différence (Arellano et Bond, 1991). Cette méthode d'estimation permet alors de régler le problème d'endogénéité évoqué plus haut.

Par contre, cet estimateur est reconnu pour son inefficience en présence d'échantillons limités. Ceci est principalement dû au fait que les valeurs retardées en niveau sont des instruments relativement faibles et peu corrélés à l'équation en première différence (Blundell et Bond, 1998). Les estimations par Difference GMM sont donc biaisées, et ce surtout en présence de séries persistantes (comme le PIB) ou quand le panel utilise peu de périodes de temps. Pour ces raisons, l'application de cette méthode d'estimation à nos modèles ne risque pas d'être efficace. Le System GMM possède quant à lui de meilleures propriétés pour estimer les modèles qui ont des échantillons finis (Blundell et Bond, 1998; Bond et collab., 2001). Comme le Difference GMM, cet estimateur utilise les valeurs retardées des variables endogènes en niveau comme instruments pour l'équation en première différence, mais utilise également les valeurs retardées en première différence des variables endogènes pour l'équation en niveau. De plus, il exploite de nouvelles conditions des moments afin d'assumer que les variables instrumentales en première différence ne sont pas corrélées aux effets fixes. Dans littérature, il est coutume d'utiliser le *one-step* et *two-step* System GMM pour estimer les modèles. Une limitation de ces estimateurs est due au fait que les écarts types sont biaisés vers le bas en présence d'échantillons finis. Pour la 2e étape, nous pouvons appliquer la correction de Windemeijer (Windmeijer, 2005; Roodman, 2009) afin de corriger ce problème.

Le System GMM permet d'employer des retards d'une période et plus comme instrument pour les variables endogènes et prédéterminées. Par contre, l'utilisation d'un nombre élevé de retards peut significativement affecter la valeur des coefficients estimés en causant un problème de sur-identification (Roodman, 2009). Ce problème est particulièrement important en présence d'un échantillon court, comme le nôtre, puisque le nombre d'instruments (N) augmente exponentiellement avec le nombre de période (T) de l'échantillon. Afin de remédier à ce problème, Roodman (2009) recommande de réduire le nombre de retards utilisés. En suivant ces recommandations, nous estimons nos modèles avec une spécification d'une et deux périodes de retards pour nos instruments.

Afin de valider la spécification utilisée pour le nombre de retards, nous effectuons le test de Hansen. Selon ce test, un rejet de l'hypothèse nulle signifie que les instruments sont

corrélés au terme d'erreur. Dans un tel cas, les instruments sont invalides et l'estimateur est convergent. Par contre, un nombre d'instruments plus élevé que le nombre de variables endogènes peut affecter négativement la puissance de ce test à détecter la corrélation entre les instruments et les erreurs. Ceci peut engendrer une haute valeur P implausible de 1,000. Selon Roodman (2009), la règle de pouce pour ce test est qu'il est préférable d'obtenir une valeur P dans l'intervalle [0,1 ; 0,25]. Toutes valeurs en dessous ou au-dessus de cet intervalle peuvent être signe de problèmes potentiels quant à la spécification du modèle.

Finalement, le test d'autocorrélation développé par Arellano et Bond (1991) est effectué afin d'évaluer pour l'autocorrélation entre les termes d'erreurs. L'hypothèse nulle de ce test signifie qu'il n'y a pas d'autocorrélation alors qu'un rejet de celle-ci signifie qu'il y a présence d'autocorrélation entre les erreurs. Un rejet de l'hypothèse nulle dans le cas du test de premier ordre AR(1) n'implique pas une mauvaise identification du modèle, alors qu'un rejet du test de deuxième ordre AR(2) implique une mauvaise identification de celui-ci.

3.4 Données et variables

Nous présentons ici les données et les variables utilisées dans cette étude. Tel que mentionné précédemment, nous employons un panel de données provinciales pour la période de 2005 à 2015, en utilisant une moyenne de deux ans sur nos variables. Nous utilisons au maximum 30 provinces indiennes et territoires et 24 au minimum selon les données disponibles. Ceci est relativement plus élevé que la plupart des autres recherches qui utilisent des données longitudinales indiennes (Stewart et Moslares, 2012; Kumar et Subramanian, 2012).

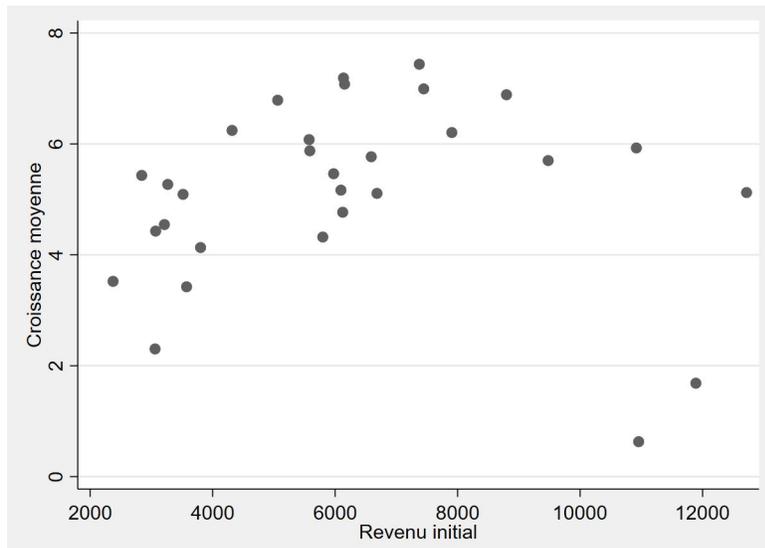
3.4.1 Modèle de croissance économique

Notre modèle de croissance économique utilise la croissance du PIB provincial par habitant comme variable dépendante. Cette variable est construite à partir des données sur le PIB provincial par habitant qui provient du Global Data Lab². Cette variable est exprimée en USD PPP (2011).

La première variable explicative est le log de la valeur retardée du PIB par habitant. Cette variable provient aussi du Global Data Lab. Elle est importante dans la littérature puisque le signe du coefficient agit comme test pour l'hypothèse de convergence économique. Dans un cas international, on s'attend généralement à un signe négatif puisque les pays à faible revenu devraient croître plus rapidement que les pays riches. Au niveau infranational, cette hypothèse n'est pas toujours respectée. Par exemple, en utilisant le revenu initial, Ghosh (2006) trouve qu'il y a eu une divergence économique à long terme entre les provinces indiennes entre 1981-2001 et trouve donc un signe positif. Par contre, en utilisant le System GMM et Difference GMM, Kumar et Subramanian (2012) estiment un coefficient négatif pour cette variable retardée d'une période comme la nôtre pour la période 2001-2009. La figure 3.1 montre une relation quadratique entre le revenu initial de 2005 et la moyenne de la croissance économique 2005-2015. Ces résultats se rapprochent de ceux de Gosh. La figure 3.2 montre une relation négative quand on utilise la valeur retardée d'une période du PIB par habitant, soit un résultat similaire à celui de Kumar et Subramanian. Nous estimons que le coefficient de cette variable sera donc négatif.

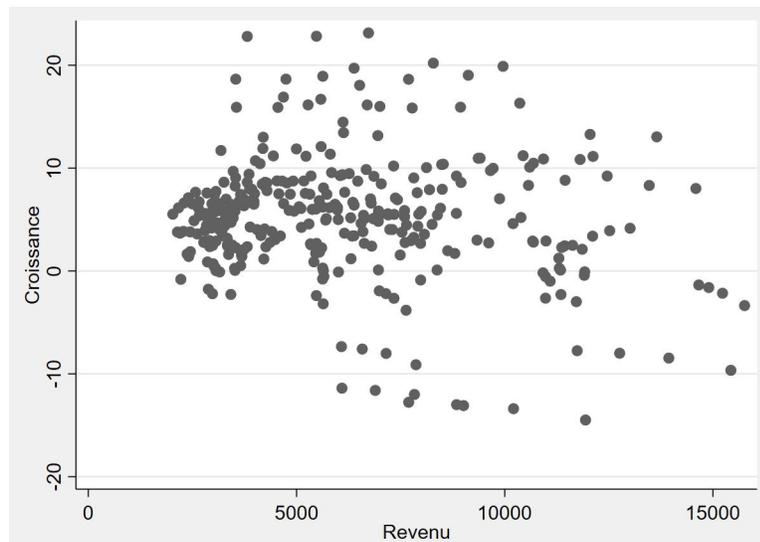
2. Le Global Data Lab est une base de micro données construite par l'Institut de recherche en management de l'université de Radboud aux Pays-Bas

FIGURE 3.1 – Revenu initial et croissance



Source : Auteur

FIGURE 3.2 – Revenu(t-1) et croissance



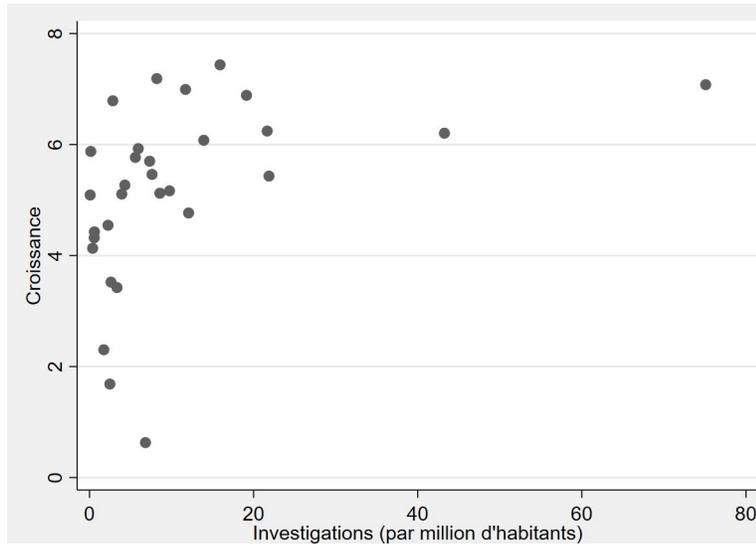
Source : Auteur

La seconde variable explicative est la variable anticorruption. Tel qu'indiqué dans le tableau 4.1, plusieurs variables substitutives (« proxy ») anticorruption sont utilisées afin de quantifier l'impact des mesures anticorruption sur diverses variables explicatives. Ces « proxy » sont généralement des variables mesurant l'efficacité du contrôle de la corruption. Puisqu'il n'y a aucun consensus sur les variables à utiliser, nous évaluons l'impact de cinq d'entre elles sur la croissance économique. Conformément à la littérature, nous

utilisons le nombre d'investigations de fonctionnaires publics et le nombre de condamnations de fonctionnaires publics par million d'habitants³. Bien que ces variables puissent être également utilisées comme mesure du degré de corruption (Dong et Torgler, 2012; Glaeser et Saks, 2006), elles peuvent être interprétées comme l'intensité des efforts anticorruption dans le contexte où les institutions en place sont relativement inefficaces. En ce sens, une augmentation du nombre de condamnations ou d'enquêtes peut, par exemple, démontrer qu'il y a eu amélioration dans les processus de détection et de sanction (Treisman, 2007). Le troisième « proxy » est une variable dichotomique étant égale à 1 si la province est dotée d'une agence anticorruption (Lokayukta) et 0 autrement. Pour la période de 2005 à 2009, les données pour cette variable proviennent de Vadlamannati (2015). Nous avons mis à jour cette variable pour la période 2010 à 2015 à l'aide des sites internet des gouvernements provinciaux indiens et des sites des agences anticorruption. En 2005, 12 des 30 provinces et territoires de notre échantillon n'étaient pas dotés d'agence anticorruption alors que ce nombre était de 7 en 2015. Finalement, nous utilisons les ratios $\frac{\text{condamnations}}{\text{investigations}}$ et $\frac{\text{cas investigués}}{\text{cas à investiguer}}$ comme « proxy » anticorruption. Ces variables sont utilisées par Meagher(2005) qui analyse qualitativement l'efficacité de diverses agences anticorruption à travers le monde. Puisque le nombre de condamnations et d'investigations par million peut être affecté par la taille du gouvernement provincial nous pensons que ces ratios présentent certains avantages afin de mesurer plus efficacement le contrôle de la corruption. Les figures 3.3 à 3.7 présentent la relation entre nos variables substitutives anticorruption et la croissance provinciale en utilisant une moyenne sur notre échantillon. . Cette relation est positive pour toutes les variables sauf la variable binomiale pour l'agence anticorruption et pour le ratio2 ($\frac{\text{cas investigués}}{\text{cas à investiguer}}$).

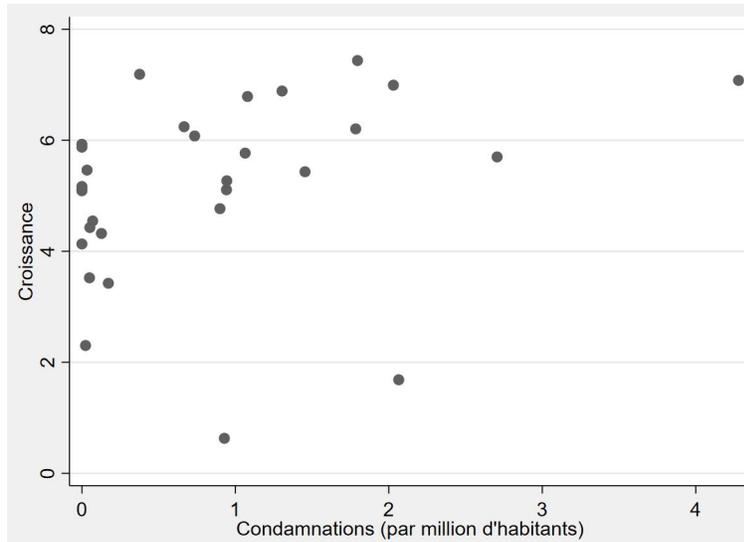
3. Ces variables sont publiées par le National Crime Records Bureau (NCRB) et récoltées à partir des rapports Crimes in India de diverses années.

FIGURE 3.3 – Investigations et croissance



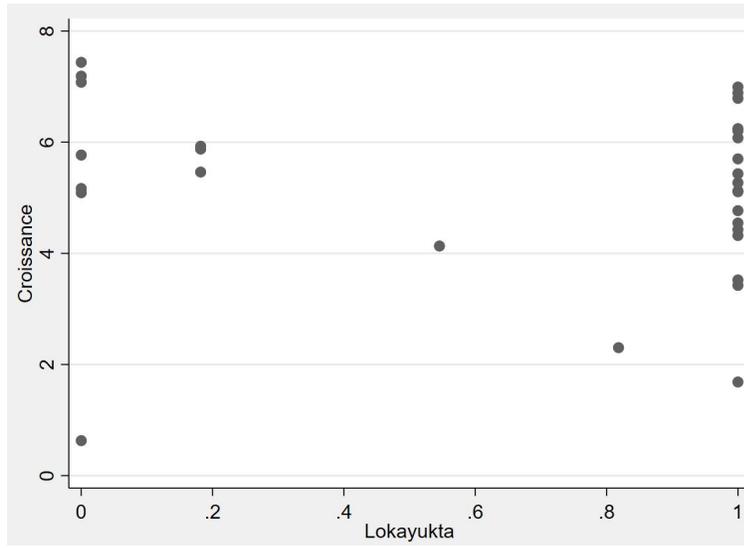
Source : Auteur

FIGURE 3.4 – Condamnations et croissance



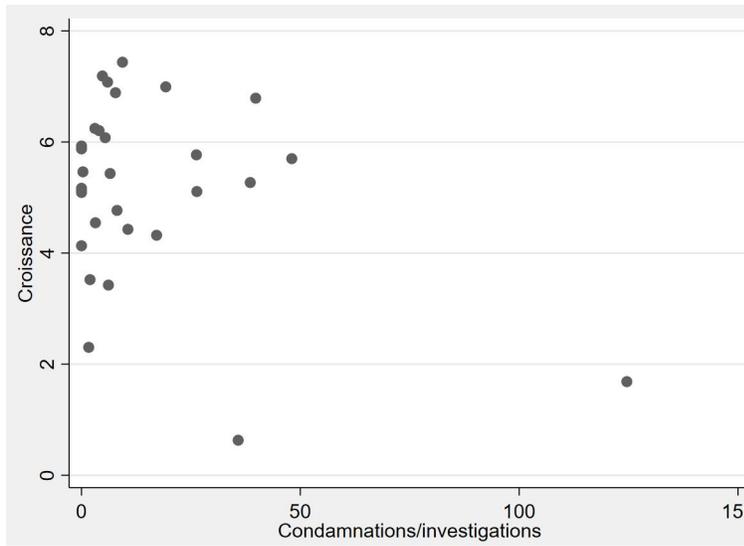
Source : Auteur

FIGURE 3.5 – Agences anticorruption et croissance



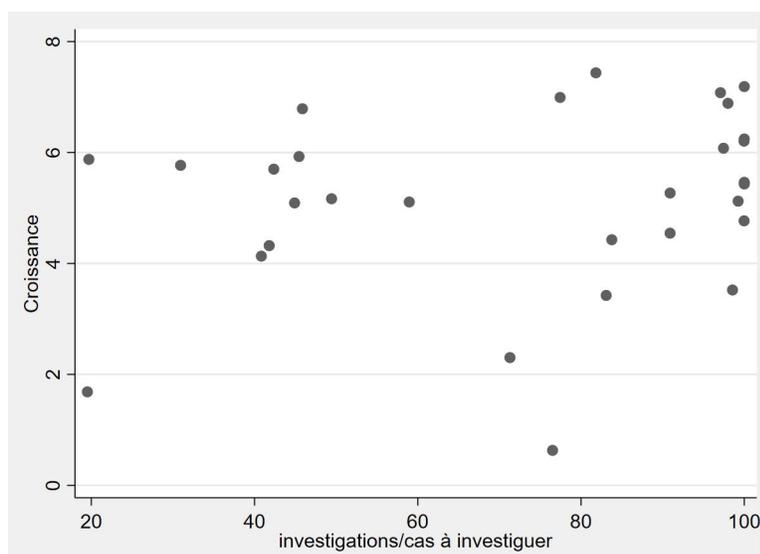
Source : Auteur

FIGURE 3.6 – Ratio1 et croissance



Source : Auteur

FIGURE 3.7 – Ratio2 et croissance



Source : Auteur

La troisième variable explicative est la croissance de la population. Cette variable est également récoltée à partir du Global Data Lab et est disponible annuellement. Pour cette variable, nous avons priorisé cette base de données puisque le gouvernement ne publie ces données que sur un intervalle de 10 ans, soit à chaque recensement. Elle est également disponible annuellement par le gouvernement à l'aide de projections, mais celles-ci se sont révélées relativement inefficaces pour la période 2001-2011⁴ (census India, 2011). Dans la littérature, cette variable est utilisée pour approximer la population active.

Nous utilisons comme variable d'investissement le log de la formation brute en capital fixe. Cette variable est publiée par la Banque centrale indienne et nous l'exprimons en ratio par habitant dans notre modèle. Dans la littérature empirique sur la croissance économique, cette variable est généralement exprimée en ratio du PIB. Par contre, les séries du PIB et les séries des variables d'investissements publiées par la Banque centrale ne concordent pas entre elles (Nagaraj et Srinivasan, 2016). C'est pour cette raison que nous l'exprimons en termes de ratio par habitant.

Le taux d'urbanisation est également utilisé comme variable explicative. Les données sont recueillies à partir des Censuses indiens de 2001 et 2011. Dans le cas de l'Inde, elle est

4. Par exemple, en 2011, la population de Delhi était 10% plus basse que les estimations de 2001.

utilisée dans certaines études comme déterminants de la croissance économique (Sachs et collab., 2002).

Nous utilisons comme variable de capital humain le nombre d'années de scolarisation moyen pour la population âgée de 25 ans et plus. Cette variable est souvent utilisée dans la littérature (Barro et Lee, 2013) et elle est facilement accessible pour les provinces indiennes. Ces données sont également publiées par le Global Data Lab.

La taille du gouvernement est aussi utilisée comme variable explicative. Empiriquement, il est bien établi que cette variable joue un rôle important sur la croissance économique (Easterly et Levine, 2002). Pour ce faire, nous utilisons le ratio des dépenses gouvernementales sur le PIB provincial. Dans ses rapports *Handbook of States Statistics*, la Banque centrale indienne rend disponible des séries pour ces variables qui nous permettent de calculer ce ratio.

Finalement, nous incluons deux variables ayant des valeurs fixes à travers le panel. La première est un indice de fractionalisation religieuse. Dans la littérature, les variables de fractionalisation ethnique et religieuse sont parfois utilisées comme « proxy » pour la stabilité politique ou l'efficacité institutionnelle (Mauro, 1995; Easterly et collab., 2006). Bien que d'autres indices soient plus souvent utilisés, ils ne sont pas disponibles au niveau provincial en Inde. De plus, puisque les données provinciales sur la composition religieuse sont rarement publiées, nous utilisons la composition religieuse initiale de notre échantillon à l'aide des données du recensement indien de 2001. Nous créons un indice de Herfindel à l'aide de la formule suivante : $H = \sum_{i=1}^N S_i^2$. où N est le nombre de groupes religieux et S est la proportion de chacun de ces groupes. Nous calculons cet indice avec des données sur les cinq principales religions du pays⁵ représentant environ 98% de la population. L'indice prend des valeurs entre 0 et 1 où plus celui-ci est élevé, plus la diversité est importante. La seconde variable est le niveau de corruption initial. Cette variable est récoltée à partir de Transparency international India. Il s'agit d'une variable de catégories prenant une valeur entre 1 et 4 selon le niveau de corruption. Une valeur de 1 signifie un niveau modéré de corruption alors que 4 est un niveau alarmant. Au niveau provincial, les

5. Soit l'hindouisme, l'islamisme, le christianisme, le bouddhisme et sikhisme.

indices de corruption ont seulement été publiés en 2002, 2005 et 2008. Les données de 2005 portent seulement sur 20 provinces alors que ceux de 2008 portent sur l'ensemble des provinces et territoires de notre échantillon. De plus, certains changements méthodologiques ont eu lieu entre les rapports de 2005 et 2008, créant ainsi des estimations plus précises pour cette dernière année. Pour ces raisons, nous utilisons les données de 2008 comme niveau de corruption initial.

TABLE 3.1 – Statistiques descriptives : Modèle de croissance économique

Variable	Obs	Moyenne	Std.Dev.	Min	Max
Revenu	180	8.594	.489	7.615	9.648
Croissance	180	5.327	5.77	-13.939	22.98
Investigations	180	10.478	15.375	0	83.835
Condamnations	180	.838	1.156	0	6.126
LOK	180	.658	.474	0	1
Ratio 1	179	14.686	32.772	0	327.621
Ratio 2	180	72.827	33.737	0	100
Croissance pop	180	.157	4.717	-23.22	20.038
Investissement	175	9.226	1.284	4.087	11.541
Urbanisation	180	31.777	18.346	10.3	96.05
Éducation	180	6.159	1.598	3.64	10.5
Gov	180	6.133	4.631	1.557	22.61
Indice fract	180	.654	.173	.19	.906
Corruption	180	2.3	1.162	1	4

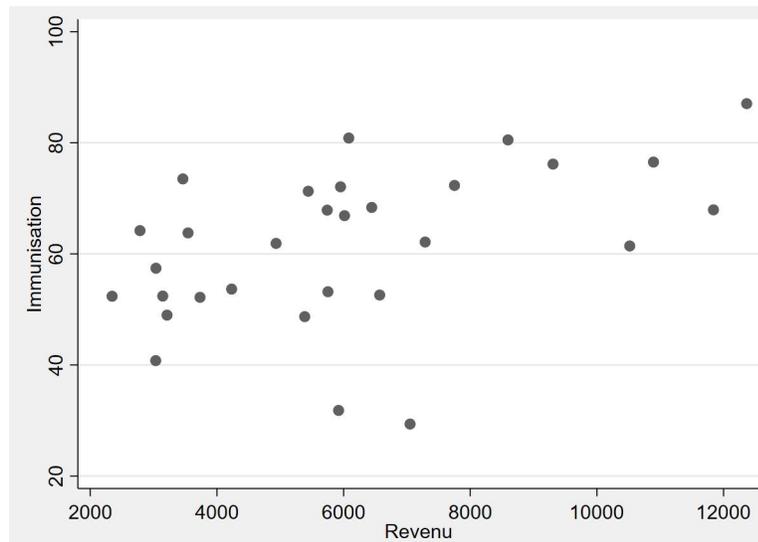
3.4.2 Modèle de développement humain

Comme variable dépendante, ce modèle utilise le taux d'immunisation complète chez les enfants de 12 à 24 mois. En Inde, pour être considéré comme étant complètement immunisé, un enfant doit recevoir des vaccins contre la polio, la tuberculose, la rougeole, la diphtérie, le tétanos et la poliomyélite. Nous utilisons cette variable puisqu'elle est l'un des outputs de santé le plus facilement accessible pour notre période à l'étude (2005-2015). Il est tout de même important de noter que nous avons également étudié la possibilité de bâtir le modèle en utilisant d'autres indicateurs de santé comme la mortalité infantile et l'espérance de vie. Par contre, plusieurs contraintes liées à la disponibilité des

variables explicatives de ces indicateurs nous ont obligés à choisir le taux d'immunisation. La variable a été récoltée à partir de différents sondages, soit les National Family Health Surveys (NFHS), District Level Household and Facility Surveys (DLHFS) et le Coverage Evaluation Survey (CES).

La première variable explicative est le log du PIB provincial par habitant. Cette variable provient du Global Data Lab. Dans la littérature sur les déterminants du taux d'immunisation, des données microéconomiques comme le revenu familial sont généralement utilisées (Devasenapathy et collab., 2016). Dans notre cas, avec une perspective davantage macro, nous pensons que le PIB par habitant est un bon substitut pour cette variable. La figure 3.8 montre la relation entre le revenu provincial par habitant et le taux d'immunisation en utilisant une moyenne sur notre période à l'étude. Nous prévoyons un coefficient positif pour cette variable sous l'hypothèse que les provinces plus riches peuvent plus adéquatement desservir des soins de santé à leur population.

FIGURE 3.8 – Taux d'immunisation et revenu provincial

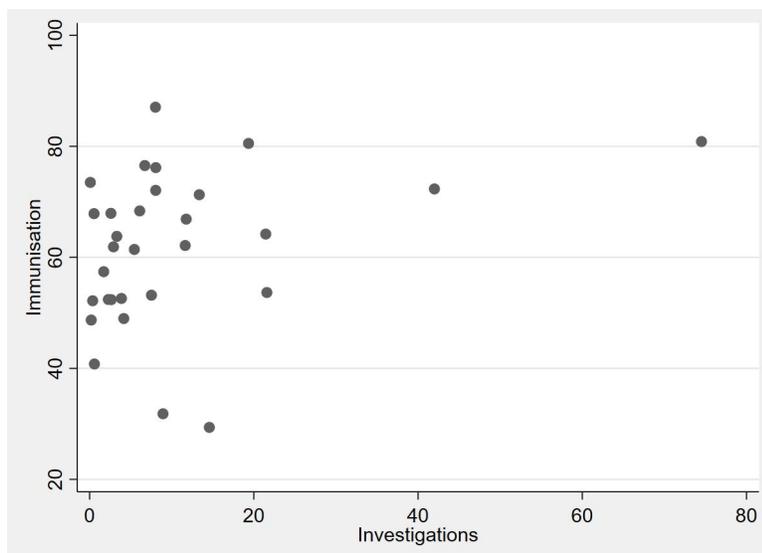


Source : Auteur

La seconde variable explicative est la variable anticorruption. Comme pour le modèle de croissance économique, nous utilisons cinq « proxy » afin de mesurer l'impact des politiques anticorruption sur le développement humain. Les variables utilisées sont le nombre d'investigations de fonctionnaires publics par million d'habitants, le nombre de

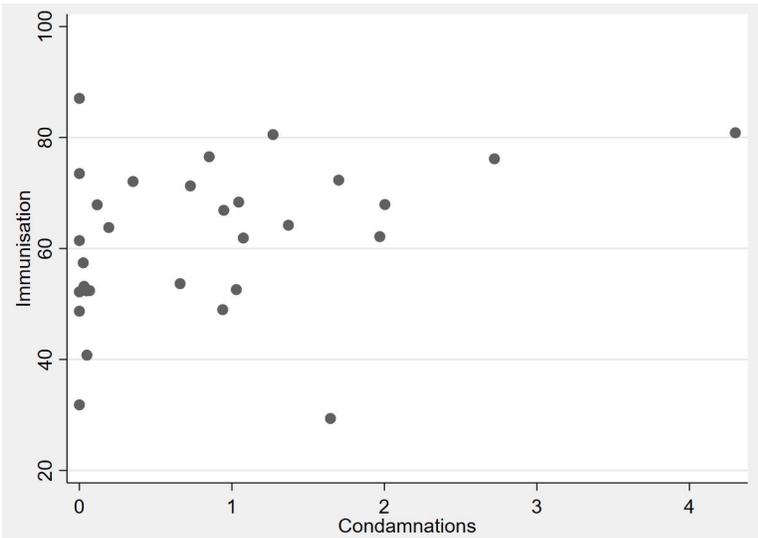
condamnations de fonctionnaires publics par million d'habitants, une variable binomiale pour indiquer la présence ou non d'une agence anticorruption provinciale (Lokayuktas), le ratio 1 $\frac{\text{condamnations}}{\text{investigations}}$ et le ratio 2 $\frac{\text{cas investigués}}{\text{cas à investiguer}}$. Les figures 3.9 à 3.13 montrent les relations entre nos variables anticorruption et le taux d'immunisation. Celles-ci sont positives pour l'ensemble des figures, mais sont relativement faibles pour la présence d'agence anticorruption et le ratio 2. Nous pensons donc obtenir un coefficient positif pour l'ensemble de nos variables anticorruption.

FIGURE 3.9 – Investigations pour corruption et développement humain



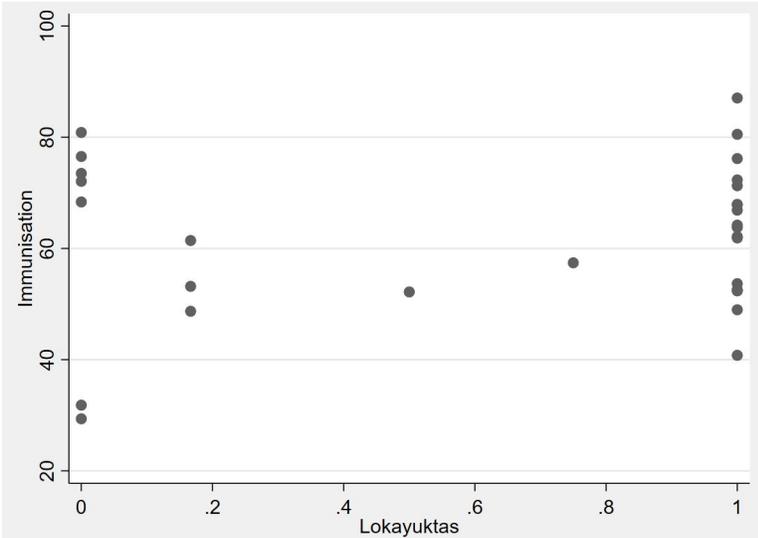
Source : Auteur

FIGURE 3.10 – Condamnations pour corruption et développement humain



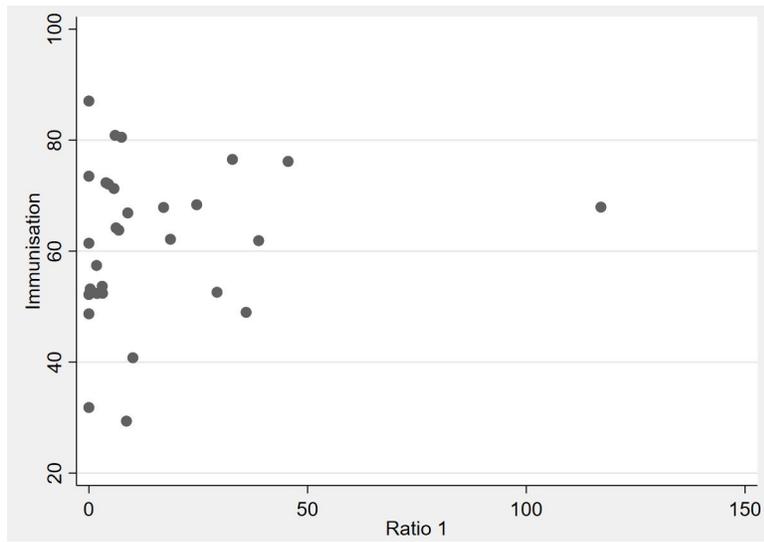
Source : Auteur

FIGURE 3.11 – Agences anticorruption et développement humain



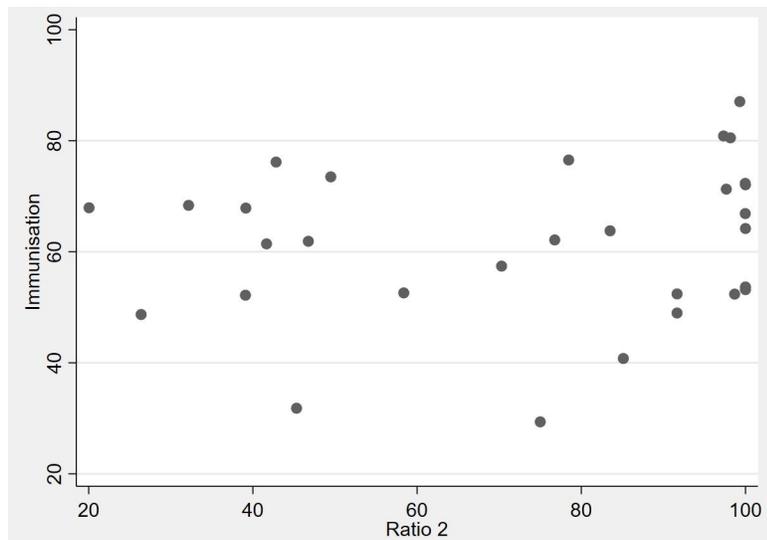
Source : Auteur

FIGURE 3.12 – Ratio 1 et développement humain



Source : Auteur

FIGURE 3.13 – Ratio 2 et développement humain



Source : Auteur

La troisième variable explicative est le taux d'urbanisation. Cette variable est souvent utilisée comme contrôle dans les études sur les déterminants du taux d'immunisation (Devasenapathy et collab., 2016; Singh, 2013). Cette variable est récoltée à partir des Censuses indiens de 2001 et 2011. Selon la littérature, les régions urbaines ont généralement un taux d'immunisation plus élevé puisque les soins de santé y sont plus facilement accessibles.

Comme variable explicative pour le capital humain nous utilisons le taux de fertilité. Dans les études similaires, le niveau d'éducation maternelle est généralement la variable de choix (Vikram et collab., 2012), mais celle-ci est disponible de manière intermittente de 2005 à 2015. Alors qu'une mesure plus directe de l'éducation est préférable, nous utilisons le taux de fertilité due aux limitations des données provinciales indiennes. Le taux de fertilité est néanmoins utilisé comme variable substitutive du niveau d'éducation (Barro, 2008) où un taux plus bas représente une meilleure éducation. Cette variable provient de la National Institution for Transforming India. Cet organisme, créé par le gouvernement indien, publie plusieurs séries de données provinciales.

Nous utilisons également le log du nombre de journaux et périodiques publié par million d'habitants. Cette variable est un « proxy » pour mesurer l'exposition médiatique dans les provinces. Une province où la valeur de cette variable est plus élevée peut signifier que l'information y est accessible plus facilement par les citoyens. Dans la littérature sur les déterminants du taux d'immunisation, on trouve une relation causale positive entre l'exposition médiatique des femmes et le taux d'immunisations (Singh, 2013; Choi et Lee, 2006). Une limite de notre variable est qu'elle est exprimée pour l'ensemble de la population. Nous l'avons récolté à partir du *Statistical Yearbook of India 2017*, publié par le Ministère des Statistiques.

Comme dernière variable de contrôle temporelle, nous utilisons le taux de naissance institutionnelle. Cette variable, comme les autres du modèle, est également un déterminant important du taux d'immunisation dans la littérature puisque les enfants qui naissent dans un établissement de la santé ont plus chance d'avoir des suivis médicaux après leur naissance (Devasenapathy et collab., 2016). Nous l'avons récoltée à partir des sondages NFHS, DLHFS et CES.

Finalement, nous incluons deux variables intemporelles dans ce modèle. Tout comme le modèle de croissance économique, nous incluons le niveau de corruption initiale de 2008. Cette variable prend une valeur entre 1 et 4 selon le niveau de corruption où une valeur plus élevée signifie un niveau plus important de corruption. La seconde variable est le quintile inférieur de la distribution de revenu provincial pour 2005. Selon la litté-

ture, deux forces peuvent jouer sur le signe du coefficient de cette variable. D'un côté, un taux de pauvreté provincial élevé peut signifier qu'une plus grande proportion de la population n'a pas d'accès adéquats aux soins de santé. Dans ce cas, le coefficient est négatif. D'un autre côté, les populations plus pauvres sont généralement celles ciblées par les campagnes de sensibilisation sur la vaccination et les initiatives pour augmenter les soins de santé en Inde. Dans ce cas, il est possible que le coefficient soit positif (Streatfield et collab., 1990). Cette dernière variable est publiée par les enquêtes NFHS, DLHFS et CES.

TABLE 3.2 – Statistiques descriptives : Modèle de développement humain

Variable	Obs	Moyenne	Std.Dev.	Min	Max
Immunisation	180	61.609	16.276	13.3	91.3
Revenu	180	6079.203	3024.692	2028	15495
CI	180	10.478	15.375	0	83.835
CC	180	.838	1.156	0	6.126
Ratio1	179	14.686	32.772	0	327.621
Ratio2	180	72.827	33.737	0	100
Urbanisation	180	31.777	18.346	10.3	96.05
Corruption	180	2.3	1.162	1	4
Journaux	180	2679.842	3483.98	11.753	16389.86
Naissance	173	65.705	23.451	11.6	99.9
Pauvreté	174	15.207	14.364	1	52

Chapitre 4

Résultats

Cette section présente les résultats de nos estimations empiriques des deux modèles introduits dans le chapitre précédent. Nous examinons premièrement la relation entre les mesures anticorruption et la croissance économique. Nous nous penchons ensuite sur le modèle de développement humain afin d'analyser l'impact des mesures anticorruption sur le taux d'immunisation des enfants en Inde. Les résultats comprennent cinq tableaux pour chaque modèle, soit un tableau pour chacune de nos variables anticorruption suivantes : condamnations pour corruption par million d'habitants (CC), le ratio 1 ($\frac{\text{condamnations}}{\text{investigations}}$), le ratio 2 ($\frac{\text{cas investigués}}{\text{cas à investiguer}}$), les investigations pour corruptions par million d'habitants (CI) et la présence d'agences anticorruption provinciales (LOK).

4.1 Modèle de croissance économique

Les tableaux 4.1 à 4.5 rapportent les résultats pour le modèle de croissance économique. Dans chaque tableau, la colonne (1) correspond aux résultats de la régression par moindres carrés ordinaires, les colonnes (2) et (3) présentent respectivement les résultats des méthodes par effets fixes et effets aléatoires, et les colonnes de (4) à (7) rapportent les résultats par System GMM selon différentes spécifications. Notons que les colonnes (4) et (5) utilisent une spécification d'un lag pour les instruments des variables endogènes et

prédéterminées alors que les colonnes (6) et (7) utilisent deux lags pour celles-ci. De plus, les colonnes (4) et (6) sont estimées par *one-step* alors que les colonnes (5) et (7) sont estimées par *two-step* et la correction de Windmeijer y est appliquée. Les estimations des colonnes (5) et (7) nous seront d'ailleurs préférées. Celles-ci procurent des estimateurs plus robustes et efficaces pour traiter les problèmes d'hétéroscédasticités et d'autocorrélations (Roodman, 2009) que les estimations par *one-step* des colonnes (4) et (6). Les résultats du test d'Hansen pour évaluer la sur-identification des instruments sont présentés de même que les tests d'autocorrélation d'Arellano-Bond de premier et deuxième ordre (AR1 et AR2).

Rappelons que l'équation de référence est la suivante :

$$\begin{aligned} Croissance_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 revenu_{i,t-1} + \beta_3 anticor_{i,t-1} + \beta_4 croissance_{pop_{i,t}} + \beta_5 investissement_{i,t} \\ & + \beta_6 urbanisation_{i,t} + \beta_7 education_{i,t} + \beta_8 gov_{i,t} + \eta_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.1) \end{aligned}$$

Où la fractionalisation religieuse et la corruption initiale sont incluses comme variables intemporelles.

On observe au tableau 4.1 que la variable anticorruption CC est significative pour l'ensemble des régressions mises à part celle par OLS qui, toutefois, risque d'être biaisée puisqu'elle ne tient pas compte des problèmes d'endogénéité. Selon les estimations par GMM, une augmentation d'une condamnation par millions d'habitants accroît la croissance économique de 1,645% à 2,4216%. Cette valeur peut paraître élevée, mais si l'on tient compte que nos observations pour cette variable se situent entre 0 et 6,1326, tel qu'indiqué dans le tableau 3.1, ces résultats ne sont pas si élevés. De plus, les tests d'autocorrélation sont satisfaits pour chaque régression. Par contre, le test de Hansen n'est pas satisfait pour les estimations avec un retard comme spécification. Les résultats obtenus par la spécification de deux retards, soit les colonnes (6) et (7), risquent alors d'être plus consistants. Tel qu'indiqué précédemment, les résultats par *2-step* avec la correction de Windmeijer de la colonne (7) nous sont préférés compte tenu de leurs meilleures propriétés.

Le tableau 4.2 présente les résultats du ratio des condamnations relativement au nombre d'investigations. On observe que le ratio 1 ($\frac{\text{condamnations}}{\text{investigations}}$) a également un coefficient positif et significatif sauf pour les estimations par effets fixes et par *two-step* System GMM avec un retard comme instruments. Ainsi, une augmentation de la valeur du ratio de 1 point de pourcentage entraîne une croissance économique de 0.026% à 0,039%. Les tests de Hansen, AR(1) et AR(2) sont satisfaits pour l'ensemble des régressions qui impliquent cette variable.

On observe que les coefficients des variables anticorruption ne sont pas significatifs pour les tableaux 4.3, 4.4 et 4.5. Le test de Hansen est généralement respecté mis à part pour les colonnes (4) et (5) du tableau 4.5 avec le ratio 2 ($\frac{\text{cas investigués}}{\text{cas à investiguer}}$) comme proxy anticorruption. Les tests d'autocorrélation sont également respectés pour l'ensemble des spécifications excepté pour les colonnes (4).

Nous constatons donc que nos variables anticorruption ne sont pas toutes significatives afin d'expliquer la croissance économique au niveau provincial en Inde dans les différentes régressions. Seules les mesures anticorruption des tableaux 4.1 et 4.2, soit les condamnations pour corruption (CC) et le ratio 1 des condamnations relativement aux investigations sont significatives avec un coefficient positif. Les coefficients non significatifs pour les variables des cas investigués (CI) et ratio 2 ($\frac{\text{cas investigués}}{\text{cas à investiguer}}$) peuvent s'expliquer par le fait que ces variables « proxy » sont moins adéquates pour mesurer l'intensité de la lutte anticorruption. Alors que les condamnations (CC) et le ratio 1 ($\frac{\text{condamnations}}{\text{investigations}}$) représentent des outputs finaux du processus de détection et de pénalité, les variables CI et ratio 2 ($\frac{\text{cas investigués}}{\text{cas à investiguer}}$) sont davantage des outputs intermédiaires pour le processus de détection et en soit ne mesure pas nécessairement l'efficacité des mesures anticorruption. Dans un contexte, par exemple, où les autorités n'auraient pas une réelle envie de combattre la corruption, un nombre moindre d'investigations se concluraient en procès ou condamnations (CC). La variable LOK, qui représente les agences anticorruption (Lokayuktas), est quant à elle négative et non significative. Ceci est possiblement dû au fait que, tel qu'indiqué dans le chapitre 2, il existe une importante disparité dans la qualité de la gouvernance de ces institutions entre les provinces et territoires. Le fait de se doter de

ces agences anticorruption n'est donc pas garant d'une meilleure croissance économique.

En ce qui concerne les variables de contrôles, la valeur retardée du PIB par habitant est significative pour l'ensemble des régressions. Le coefficient négatif nous indique que l'hypothèse de convergence est respectée pour notre échantillon et que les provinces avec un revenu plus faible croient plus rapidement. Le coefficient pour la croissance de la population est positif et généralement significatif sauf pour les colonnes (4) et (5). De même, les variables d'investissement et d'éducation sont positives et significatives dans la plupart des estimations sur l'ensemble des tableaux. Le taux d'urbanisation est positivement associé à la croissance économique, mais celui-ci est uniquement significatif pour la colonne (4) des tableaux, soit l'estimation par *one-step* System GMM avec un lag comme instruments. La taille du gouvernement possède également un coefficient positif et est, dans la majorité des tableaux, une variable significative. Finalement, nos deux variables intemporelles ont dans la plupart des estimations des coefficients négatifs, tel qu'attendu, mais ne sont pas significatives.

En examinant nos résultats relativement à la littérature en ce qui a trait aux mesures anticorruption, nous notons que nos résultats contrastent entre autres avec ceux de Qu et collab. (2018) ainsi que Wang (2016) qui observent, pour le cas de la Chine, une relation négative entre les politiques anticorruption et la croissance économique. Ils expliquent leurs résultats selon la possibilité que les campagnes anticorruption perturbent les flux d'investissements publics pour divers niveaux de gouvernement. Il est également possible que les campagnes anticorruption chinoises ne sont pas suivies de changements adéquats dans les politiques publiques si elles sont utilisées comme outil politique par le Parti Communiste (Qu et collab., 2018). Selon Grafstein et collab. (2020), par exemple, les campagnes anticorruption chinoises ont été davantage utilisées comme levier à la centralisation du pouvoir du Parti Communiste. Selon les auteurs, l'incertitude causée par cette centralisation dégage en retour des effets négatifs pour l'investissement privé. Pour le cas de l'Inde, il est possible que les effets négatifs observés en Chine sont moins présents vu son système politique décentralisé, démocratique et basé sur l'état de droit. En ce sens, il est peu probable que les mesures anticorruption indiennes soient utilisées

dans l'optique de renforcer un pouvoir central ou pour punir la dissidence politique. De plus, tel que vu au chapitre 2, les décisions sur les politiques anticorruption se prennent davantage au niveau provincial. Il est alors également possible que les mesures et initiatives anticorruption indiennes soient mieux adaptées aux enjeux locaux et sont donc plus efficaces.

TABLE 4.1 – Condamnations pour corruption et croissance économique

	(1) OLS	(2) FE	(3) RE	(4) SYS GMM(1)	(5) 2S SYS GMM(1)	(6) SYS GMM(2)	(7) 2S SYS GMM(2)
CC $t-1$	1.027 (0.625)	1.272** (0.533)	1.027*** (0.306)	1.714* (0.901)	1.645* (0.937)	2.416*** (0.787)	2.001** (0.737)
Revenu $t-1$	-9.324*** (2.348)	-52.620*** (2.619)	-9.324*** (3.302)	-35.035*** (7.633)	-31.439*** (10.929)	-15.828** (5.755)	-13.586** (5.155)
Croissance pop	0.277*** (0.089)	0.183*** (0.060)	0.277** (0.123)	0.129 (0.162)	0.185 (0.209)	0.233* (0.122)	0.207 (0.155)
Investissement	1.857*** (0.612)	-1.955 (1.800)	1.857*** (0.714)	5.412*** (1.253)	5.084*** (1.637)	2.201** (1.055)	2.111** (0.829)
Urbanisation	0.044 (0.037)	0.553 (0.437)	0.044 (0.041)	0.219*** (0.074)	0.149 (0.120)	0.091 (0.063)	0.045 (0.061)
Éducation	1.281* (0.700)	4.893*** (1.116)	1.281** (0.642)	6.183*** (1.831)	5.726** (2.189)	2.532** (1.079)	2.713*** (0.954)
Gov	0.455** (0.189)	0.063 (0.205)	0.455 (0.301)	0.786** (0.356)	0.712 (0.594)	0.451 (0.348)	0.300 (0.281)
Indice fract	-0.307 (4.010)	(omise)	-0.307 (3.311)	-2.451 (8.877)	-3.546 (13.025)	0.804 (4.620)	1.398 (4.215)
Corruption initiale	-0.006 (0.459)	(omise)	-0.006 (0.361)	-0.178 (1.120)	-0.725 (1.711)	-0.004 (0.550)	0.532 (0.819)
Constante	55.106*** (16.073)	431.362*** (30.829)	55.106*** (20.855)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	75.486** (34.174)
Obs.	146	146	146	146	146	146	146
Provinces	30	30	30	30	30	30	30
Instruments				28	28	34	34
R-squared	0.275	0.791	0.275	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.071	0.071	0.683	0.683
AR(1)				0.073	0.083	0.213	0.140
AR(2)				0.296	0.318	0.650	0.988

Note: La variable dépendante est la croissance du PIB provincial par habitant. La variable CC représente les condamnations pour corruption de fonctionnaires par million d'habitants. Les variables Indice fract et la corruption initiale sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et la variable anticorruption est considérée comme endogène alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

TABLE 4.2 – Ratio1 et croissance économique

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	FE	RE	SYS GMM(1)	2S SYS GMM(1)	SYS GMM(2)	2S SYS GMM(2)
Ratio1 $t-1$	0.026** (0.011)	0.006 (0.006)	0.026*** (0.009)	0.039** (0.018)	0.039 (0.029)	0.034** (0.013)	0.030* (0.016)
Revenu $t-1$	-9.245*** (2.346)	-51.869*** (3.112)	-9.245** (3.761)	-30.733*** (8.892)	-28.709** (12.185)	-14.620** (5.700)	-12.523* (7.229)
Croissance pop	0.364*** (0.084)	0.212*** (0.067)	0.364*** (0.132)	0.289* (0.153)	0.184 (0.143)	0.347** (0.131)	0.218* (0.125)
Investissement	2.471*** (0.738)	-2.492 (1.744)	2.471*** (0.774)	5.954*** (1.613)	5.717** (2.346)	3.369*** (1.076)	3.037** (1.362)
Urbanisation	0.013 (0.042)	0.504 (0.408)	0.013 (0.040)	0.144* (0.073)	0.145 (0.113)	0.040 (0.046)	0.035 (0.057)
Éducation	1.319* (0.715)	5.205*** (1.026)	1.319** (0.669)	5.259*** (1.891)	4.450* (2.209)	2.338** (1.101)	2.144* (1.236)
Gov	0.542*** (0.188)	0.126 (0.179)	0.542** (0.276)	0.892*** (0.308)	0.797* (0.453)	0.632** (0.280)	0.540* (0.293)
Indice fract	-2.472 (4.686)	(omise)	-2.472 (3.749)	-7.127 (9.117)	-10.526 (16.690)	-3.620 (4.957)	-1.141 (8.367)
Corruption initiale	0.058 (0.531)	(omise)	0.058 (0.373)	-0.156 (1.050)	-0.150 (2.061)	0.013 (0.526)	0.304 (0.723)
Constante	49.554*** (16.802)	431.756*** (33.609)	50.714** (23.390)	0.000 (0.000)	166.060* (84.934)	0.000 (0.000)	64.387 (47.650)
Obs.	130	130	130	130	130	130	130
Provinces	27	27	27	27	27	27	27
Instruments				28	28	34	34
R-squared	0.304	0.784	0.304	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.143	0.143	0.752	0.752
AR(1)				0.126	0.125	0.238	0.240
AR(2)				0.146	0.244	0.435	0.531

Note: La variable dépendante est la croissance du PIB provincial par habitant. La variable Ratio1 représente le ratio condamnations/investigations pour corruption des fonctionnaires. Les variables Indice fract et la corruption initiale sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et la variable anticorruption est considérée comme endogène alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

TABLE 4.3 – Ratio2 et croissance économique

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	FE	RE	SYS GMM(1)	2S SYS GMM(1)	SYS GMM(2)	2S SYS GMM(2)
Ratio2_{t-1}	-0.020 (0.020)	-0.004 (0.009)	-0.020 (0.020)	0.010 (0.037)	0.018 (0.031)	-0.003 (0.023)	-0.005 (0.021)
Revenu_{t-1}	-8.099*** (2.239)	-52.065*** (2.677)	-8.099** (3.769)	-28.999*** (9.576)	-26.971*** (9.579)	-11.298** (5.409)	-10.349* (5.330)
Croissance pop	0.285*** (0.083)	0.191*** (0.059)	0.285** (0.120)	0.175 (0.154)	0.166 (0.228)	0.271** (0.119)	0.253* (0.148)
Investissement	2.181*** (0.656)	-2.393 (1.622)	2.181*** (0.705)	5.268*** (1.532)	4.611*** (1.418)	2.630*** (0.914)	2.470** (0.922)
Urbanisation	0.023 (0.040)	0.510 (0.372)	0.023 (0.040)	0.181** (0.086)	0.136 (0.093)	0.054 (0.050)	0.027 (0.051)
Éducation	1.138 (0.729)	5.157*** (1.008)	1.138 (0.733)	4.971** (1.908)	4.561** (2.088)	1.665 (1.080)	1.761 (1.276)
Gov	0.482*** (0.176)	0.123 (0.178)	0.482* (0.263)	0.834** (0.342)	0.841* (0.478)	0.553* (0.277)	0.522 (0.340)
Indice fract	-1.187 (4.357)	(omise)	-1.187 (3.340)	-4.238 (8.553)	0.896 (12.433)	-1.876 (4.239)	-1.112 (6.178)
Corruption initiale	0.146 (0.525)	(omise)	0.146 (0.357)	-0.284 (1.111)	-0.657 (2.026)	-0.029 (0.499)	-0.031 (0.609)
Constante	45.394*** (15.642)	431.646*** (30.197)	45.394** (23.055)	0.000 (0.000)	154.478** (70.794)	63.508* (32.426)	0.000 (0.000)
Obs.	146	146	146	146	146	146	146
Provinces	30	30	30	30	30	30	30
Instruments				28	28	34	34
R-squared	0.255	0.778	0.254	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.088	0.088	0.251	0.251
AR(1)				0.136	0.101	0.312	0.242
AR(2)				0.088	0.120	0.519	0.493

Note: La variable dépendante est la croissance du PIB provincial par habitant. La variable Ratio2 représente le ratio investigations/cas totaux à investiguer pour corruption des fonctionnaires. Les variables Indice fract et la corruption initiale sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et la variable anticorruption est considérée comme endogène alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

TABLE 4.4 – Investigations pour corruption et croissance économique

	(1) OLS	(2) FE	(3) RE	(4) SYS GMM(1)	(5) 2S SYS GMM(1)	(6) SYS GMM(2)	(7) 2S SYS GMM(2)
CI $t-1$	0.016 (0.057)	-0.005 (0.072)	0.016 (0.035)	-0.013 (0.133)	-0.070 (0.127)	0.043 (0.052)	0.014 (0.055)
Revenu $t-1$	-7.647*** (2.300)	-52.024*** (2.854)	-7.647** (3.270)	-37.295*** (9.806)	-30.747*** (11.130)	-12.790** (5.290)	-11.903** (5.247)
Croissance pop	0.294*** (0.084)	0.192*** (0.059)	0.294** (0.126)	0.125 (0.181)	0.101 (0.135)	0.268** (0.124)	0.265 (0.179)
Investissement	1.953*** (0.601)	-2.344 (1.616)	1.953*** (0.741)	6.633*** (1.396)	4.805*** (1.566)	2.531** (0.983)	2.386*** (0.863)
Urbanisation	0.037 (0.047)	0.503 (0.390)	0.037 (0.039)	0.227* (0.120)	0.155 (0.135)	0.082 (0.058)	0.038 (0.072)
Éducation	0.915 (0.672)	5.090*** (0.947)	0.915 (0.633)	6.629*** (1.977)	5.187** (2.344)	1.834* (0.987)	1.926* (1.090)
Gov	0.486*** (0.176)	0.124 (0.182)	0.486* (0.291)	0.959*** (0.339)	0.683 (0.407)	0.532* (0.304)	0.473 (0.353)
Indice fract	-1.299 (4.133)	(omise)	-1.299 (3.459)	-5.218 (11.162)	-5.933 (12.080)	-1.586 (4.539)	-0.725 (6.101)
Corruption initiale	-0.043 (0.462)	(omise)	-0.043 (0.335)	-0.252 (1.300)	-0.839 (2.033)	-0.099 (0.487)	-0.144 (0.820)
Constante	43.553** (17.534)	431.236*** (29.713)	43.553** (20.283)	211.786*** (66.953)	188.774** (78.134)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Obs.	146	146	146	146	146	146	146
Provinces	30	30	30	30	30	30	30
Instruments				28	28	34	34
R-squared	0.246	0.778	0.246	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.450	0.450	0.392	0.392
AR(1)				0.090	0.131	0.238	0.154
AR(2)				0.070	0.155	0.435	0.410

Note: La variable dépendante est la croissance du PIB provincial par habitant. La variable CI représente les investigations pour corruption des fonctionnaires par million d'habitants. Les variables Indice fract et la corruption initiale sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et la variable anticorruption est considérée comme endogène alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

TABLE 4.5 – Agences anticorruption (*Lokayuktas*) et croissance économique

	(1) OLS	(2) FE	(3) RE	(4) SYS GMM(1)	(5) 2S SYS GMM(1)	(6) SYS GMM(2)	(7) 2S SYS GMM(2)
LOK $t-1$	-0.857 (1.350)	-1.876 (1.501)	-0.857 (1.357)	-5.522 (7.361)	-8.099 (7.386)	-1.930 (5.152)	-3.748 (2.220)
Revenu $t-1$	-7.057*** (2.221)	-50.928*** (2.923)	-7.057** (3.295)	-32.232*** (8.660)	-25.578** (10.540)	-11.237* (5.752)	-8.524* (4.571)
Croissance pop	0.301*** (0.084)	0.195*** (0.060)	0.301** (0.126)	0.188 (0.216)	0.187 (0.172)	0.284** (0.128)	0.277 (0.191)
Investissement	1.932*** (0.632)	-2.216 (1.586)	1.932*** (0.701)	5.434*** (1.815)	5.055*** (1.777)	2.495** (1.193)	1.930** (0.823)
Urbanisation	0.026 (0.041)	0.471 (0.380)	0.026 (0.041)	0.189* (0.102)	0.148 (0.145)	0.053 (0.062)	0.033 (0.051)
Éducation	0.793 (0.678)	4.826*** (0.969)	0.793 (0.598)	5.327** (2.261)	4.154* (2.188)	1.529 (1.230)	1.048 (0.938)
Gov	0.442** (0.198)	0.108 (0.177)	0.442 (0.323)	0.522 (0.675)	0.355 (0.715)	0.436 (0.499)	0.265 (0.460)
Indice fract	-1.189 (4.461)	(omise)	-1.189 (3.447)	-2.885 (10.269)	2.206 (14.713)	-1.387 (4.899)	0.521 (7.731)
Corruption initiale	-0.048 (0.451)	(omise)	-0.048 (0.352)	-0.355 (1.325)	0.255 (2.243)	-0.106 (0.512)	0.244 (0.662)
Constante	40.842*** (15.362)	424.731*** (29.688)	40.842** (19.963)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	51.072 (33.523)
Obs.	146	146	146	146	146	146	146
Provinces	30	30	30	30	30	30	30
Instruments				28	28	33	33
R-squared	0.248	0.780	0.238	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.225	0.225	0.159	0.159
AR(1)				0.015	0.026	0.146	0.068
AR(2)				0.066	0.099	0.512	0.751

Note: La variable dépendante est la croissance du PIB provincial par habitant. La variable LOK est une variable binomiale pour la présence d'agences anticorruption provinciales (*Lokayuktas*). Les variables Indice fract et la corruption initiale sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et la variable anticorruption est considérée comme endogène alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

4.2 Modèle de développement humain

Les tableaux 4.6 à 4.10 rapportent les résultats du modèle de développement humain pour nos 5 variables anticorruption. Les tableaux sont présentés de la même façon que ceux du modèle de croissance économique : les colonnes (1) à (3) affichent les résultats

par moindres carrés ordinaires, effets fixes et effets aléatoires alors que les colonnes (4) à (7) rapportent les résultats des régressions par System GMM avec différentes spécifications. Les colonnes (4) et (5) utilisent une spécification d'un lag pour les instruments des variables endogènes et prédéterminées alors que les colonnes (6) et (7) utilisent deux lags pour ces instruments. De plus, les colonnes (4) et (6) sont estimées par *one-step* alors que les colonnes (5) et (7) sont estimées par *two-step* et la correction de Windmeijer y est appliquée. L'équation estimée est la suivante :

$$\begin{aligned} Immunisation_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 \text{revenu}_{i,t} + \beta_3 \text{anticor}_{i,t-1} + \beta_4 \text{urbanisation}_{i,t-} \\ & + \beta_5 \text{fecondite}_{i,t} + \beta_6 \text{journaux}_{i,t} + \beta_7 \text{naissances}_{i,t} + \eta_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.2) \end{aligned}$$

Où la corruption initiale et la pauvreté sont des variables intemporelles.

Premièrement, nous constatons que la majorité de nos régressions souffrent d'autocorrélation de deuxième ordre suite au rejet de l'hypothèse nulle du test AR(2). Cela signifie donc que notre modèle est mal spécifié. Malheureusement, à notre connaissance, nous utilisons le meilleur ensemble de variables disponible publiquement selon les données provinciales indiennes, pour notre période d'échantillon et en fonction de la littérature.

Les résultats du test de Hansen concluent, quant à eux, une sur-identification probable du modèle pour les colonnes (6) et (7) de nos tableaux, soit la spécification de deux lags pour les instruments. Pour ces colonnes, nous observons que la valeur du test de Hansen est égale ou très près de 1.000. Tel que vue dans la sous-section sur les méthodes d'estimation, une valeur élevée du test de Hansen peut être un signe de problèmes potentiels (Roodman, 2009). Ceci est probablement dû au fait que, pour ces colonnes, le nombre d'instruments est relativement plus élevé que le nombre de provinces. Le même problème est également présent pour les colonnes (4) et (5) des tableaux 4.6 et 4.7, soit les tableaux avec le moins de provinces comme observations.

En ce qui a trait à nos variables anticorruption, la plupart d'entre elles ne sont pas significatives. Seule la variable binomiale LOK pour la présence d'agences anticorruption provinciales du tableau 4.10 est significative et positive pour les estimations par System

GMM. Le coefficient du ratio 1 ($\frac{\text{condamnations}}{\text{investigations}}$) est quant à lui significatif et négatif pour la colonne (4) du tableau 4.7. De plus, les coefficients sont négatifs, mais non significatifs pour les variables CC (condamnations) et le ratio 2 ($\frac{\text{cas investigués}}{\text{cas à investiguer}}$) alors que le signe est mixte et non significatif pour la variable CI (investigations). Il est donc difficile d'établir clairement la relation entre la lutte contre la corruption et le développement humain au sein des provinces indiennes. Bien que nos résultats nous laissent croire que les agences anticorruption peuvent avoir un impact positif sur le développement, la mauvaise spécification de notre modèle rend ces estimations incertaines.

En ce qui concerne les variables de contrôle, les plus significatives de nos estimations sont le taux de fécondité et le taux de naissance institutionnelle. Leurs coefficients sont respectivement négatifs et positifs, soit les signes attendus selon la littérature. Le niveau initial de corruption est également significatif et négatif pour plusieurs de nos estimations des tableaux 4.6, 4.7 et 4.9.

Pour les autres variables de contrôles, le taux d'urbanisation est généralement non significatif avec un coefficient négatif. La variable journaux, quant à elle, est non significative, mais possède un signe mixte selon les estimations. Cela peut être dû au fait que cette variable représente l'exposition médiatique de l'ensemble de la population et n'est pas spécifique aux femmes comme dans la littérature. La variable pauvreté est également non significative avec un signe mixte. De plus, le revenu possède également un signe mixte et est non significatif pour la plupart des régressions.

Finalement, nous constatons que la limitation des données provinciales indiennes en matière de santé a joué un rôle important dans les résultats de nos estimations. Bien que d'autres études aient déjà été effectuées quant aux déterminants du taux d'immunisation, la littérature actuelle emploie davantage des données microéconomiques, soit les observations individuelles des enquêtes NFSH et DLHFS¹ ou certaines données au niveau des villages et des districts. Malheureusement, aucune mesure anticorruption n'existe à ces niveaux à notre connaissance. De plus, plusieurs données des enquêtes mentionnées ne sont

1. National Family Health Surveys et District Level Household and Facility Surveys.

pas agrégées au niveau provincial, tel que l'exposition médiatique des femmes. L'éventail de données mis à notre disponibilité est donc limité relativement à la littérature. En termes généraux, nos résultats quant à l'impact des mesures anticorruption sur le développement humain sont donc non concluants.

TABLE 4.6 – Condamnations pour corruption et développement humain

	(1) OLS	(2) FE	(3) RE	(4) SYS GMM(1)	(5) 2S SYS GMM(1)	(6) SYS GMM(2)	(7) 2S SYS GMM(2)
CC_{t-1}	-0.026 (0.019)	-0.027 (0.027)	-0.029 (0.027)	-0.068 (0.042)	-0.071 (0.042)	-0.032 (0.031)	-0.052 (0.049)
Revenu	0.000 (0.125)	-0.077 (0.292)	-0.199 (0.205)	-0.148 (0.261)	-0.149 (0.394)	-0.136 (0.227)	-0.174 (0.373)
Urbanisation	-0.003* (0.002)	-0.045 (0.027)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.005)
Taux de fécondité	-0.388*** (0.134)	-1.081*** (0.370)	-0.591*** (0.201)	-0.545** (0.204)	-0.546 (0.461)	-0.427** (0.197)	-0.458 (0.292)
Journaux	0.049 (0.038)	0.080 (0.092)	0.080 (0.056)	0.066 (0.083)	0.093 (0.100)	0.060 (0.061)	0.089 (0.091)
Naissances	0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)	0.003** (0.002)	0.004 (0.003)	0.001 (0.005)	0.004* (0.002)	0.004 (0.005)
Corruption initiale	-0.060** (0.024)	(omise)	-0.070* (0.036)	-0.078* (0.038)	-0.075 (0.046)	-0.073** (0.035)	-0.071 (0.045)
Pauvreté	0.002 (0.003)	(omise)	0.000 (0.004)	-0.001 (0.005)	-0.002 (0.008)	-0.000 (0.004)	-0.002 (0.008)
Constante	4.194*** (1.142)	6.806*** (2.358)	6.140*** (1.877)	5.653** (2.471)	5.800 (3.804)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Obs.	96	96	96	96	96	96	96
Provinces	22	22	22	22	22	22	22
Instruments				36	36	47	47
R-squared	0.504	0.389	.477	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.958	0.958	1.000	1.000
AR(1)				0.184	0.350	0.463	0.282
AR(2)				0.042	0.215	0.026	0.059

Note: La variable dépendante est le taux d'immunisation complète chez les enfants de 12 à 24 mois. La variable CC représente les condamnations pour corruptions des fonctionnaires par million d'habitants. Les variables corruption initiale et pauvreté sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et les variables anticorruptions et naissances sont considérées comme variables endogènes alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur-identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

TABLE 4.7 – Ratio1 et développement humain

	(1) OLS	(2) FE	(3) RE	(4) SYS GMM(1)	(5) 2S SYS GMM(1)	(6) SYS GMM(2)	(7) 2S SYS GMM(2)
Ratio1_{t-1}	-0.045** (0.019)	-0.020 (0.020)	-0.030 (0.025)	-0.078* (0.040)	-0.072 (0.054)	-0.051 (0.035)	-0.048 (0.029)
Revenu	-0.068 (0.108)	-0.109 (0.274)	-0.259 (0.161)	-0.379** (0.182)	-0.542 (0.385)	-0.276 (0.187)	-0.030 (0.429)
Urbanisation	-0.001 (0.001)	-0.045* (0.026)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.003 (0.004)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.005)
Taux de fécondité	-0.348** (0.134)	-1.094*** (0.370)	-0.511*** (0.195)	-0.415* (0.207)	-0.668 (0.641)	-0.380* (0.197)	-0.524 (0.449)
Journaux	0.049 (0.034)	0.068 (0.088)	0.065 (0.045)	0.046 (0.058)	0.082 (0.078)	0.051 (0.052)	0.094 (0.058)
Naissances	0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)	0.003** (0.002)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.004)	0.003 (0.002)	0.002 (0.004)
Corruption initiale	-0.069*** (0.024)	(omise)	-0.076** (0.035)	-0.097*** (0.033)	-0.105*** (0.031)	-0.085** (0.033)	-0.058 (0.045)
Pauvreté	0.001 (0.003)	(omise)	-0.001 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.007 (0.012)	-0.003 (0.004)	0.002 (0.008)
Constante	4.935*** (0.956)	7.194*** (2.150)	6.719*** (1.422)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	6.855*** (1.735)	4.782 (4.430)
Obs.	96	96	96	96	96	96	96
Provinces	22	22	22	22	22	22	22
Instruments				36	36	47	47
R-squared	0.533	0.384	.505	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.927	0.927	1.000	1.000
AR(1)				0.286	0.450	0.482	0.678
AR(2)				0.075	0.314	0.036	0.078

Note: La variable dépendante est le taux d'immunisation complète chez les enfants de 12 à 24 mois. La variable Ratio1 représente le ratio condamnations/investigations pour corruption des fonctionnaires. Les variables corruption initiale et pauvreté sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et les variables anticorruptions et naissances sont considérées comme variables endogènes alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

TABLE 4.8 – Ratio2 et développement humain

	(1) OLS	(2) FE	(3) RE	(4) SYS GMM(1)	(5) 2S SYS GMM(1)	(6) SYS GMM(2)	(7) 2S SYS GMM(2)
Ratio2_{t-1}	-0.048 (0.035)	-0.044 (0.056)	-0.053 (0.043)	-0.064 (0.049)	-0.064 (0.060)	-0.063 (0.046)	-0.084 (0.065)
Revenu	0.200** (0.087)	0.017 (0.175)	0.144 (0.111)	-0.031 (0.197)	-0.055 (0.273)	0.011 (0.169)	0.059 (0.250)
Urbanisation	-0.003 (0.002)	-0.042*** (0.013)	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.004)	-0.001 (0.007)	-0.000 (0.004)	-0.002 (0.004)
Taux de fécondité	-0.083 (0.124)	-0.043 (0.233)	-0.128 (0.150)	-0.062 (0.194)	-0.128 (0.258)	-0.047 (0.187)	-0.087 (0.186)
Journaux	0.006 (0.036)	0.019 (0.092)	0.042 (0.054)	-0.024 (0.074)	-0.000 (0.121)	-0.017 (0.077)	-0.013 (0.098)
Naissances	0.008*** (0.002)	0.004** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.009*** (0.003)	0.009** (0.004)	0.009*** (0.002)	0.010*** (0.003)
Corruption initiale	-0.041** (0.019)	(omise)	-0.037 (0.029)	-0.050 (0.033)	-0.045 (0.050)	-0.051 (0.035)	-0.027 (0.050)
Pauvreté	0.006** (0.003)	(omise)	0.006 (0.004)	0.001 (0.005)	0.001 (0.008)	0.002 (0.005)	0.003 (0.007)
Constante	2.322*** (0.803)	5.129*** (1.650)	2.659** (1.130)	0.000 (0.000)	4.425 (2.630)	3.793** (1.587)	0.000 (0.000)
Obs.	123	123	123	123	123	123	123
Provinces	28	28	28	28	28	28	28
Instruments				36	36	47	47
R-squared	0.476	0.320	0.461	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.440	0.440	0.955	0.955
AR(1)				0.266	0.398	0.268	0.243
AR(2)				0.010	0.015	0.013	0.018

Note: La variable dépendante est le taux d'immunisation complète chez les enfants de 12 à 24 mois. La variable Ratio2 représente le ratio investigations/cas totaux à investiguer pour corruption des fonctionnaires. Les variables corruption initiale et pauvreté sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et les variables anticorruptions et naissances sont considérées comme variables endogènes alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

TABLE 4.9 – Investigations pour corruption et développement humain

	(1) OLS	(2) FE	(3) RE	(4) SYS GMM(1)	(5) 2S SYS GMM(1)	(6) SYS GMM(2)	(7) 2S SYS GMM(2)
CI _{t-1}	-0.003 (0.013)	-0.008 (0.032)	-0.005 (0.018)	0.031 (0.031)	0.037 (0.048)	0.008 (0.024)	-0.000 (0.039)
Revenu	0.195** (0.090)	0.027 (0.195)	0.149 (0.125)	-0.462 (0.389)	-0.585 (0.531)	-0.128 (0.219)	-0.208 (0.334)
Urbanisation	-0.002 (0.002)	-0.045*** (0.014)	-0.003 (0.003)	0.007 (0.006)	0.009 (0.010)	0.002 (0.003)	0.001 (0.006)
Taux de fécondité	-0.074 (0.123)	-0.034 (0.238)	-0.123 (0.151)	-0.104 (0.250)	-0.209 (0.307)	-0.038 (0.190)	-0.096 (0.249)
Journaux	0.009 (0.036)	0.010 (0.092)	0.041 (0.052)	-0.056 (0.075)	-0.059 (0.124)	-0.035 (0.069)	-0.008 (0.120)
Naissances	0.008*** (0.002)	0.004* (0.002)	0.007*** (0.002)	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	0.008** (0.003)	0.007** (0.003)
Corruption initiale	-0.046** (0.020)	(omise)	-0.042 (0.030)	-0.070* (0.040)	-0.056 (0.060)	-0.063* (0.036)	-0.070 (0.057)
Pauvreté	0.006** (0.003)	(omise)	0.006 (0.004)	-0.009 (0.008)	-0.010 (0.012)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.009)
Constante	2.185*** (0.796)	4.970** (1.888)	2.431** (1.213)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	4.866** (2.086)	0.000 (0.000)
Obs.	123	123	123	123	123	123	123
Provinces	28	28	28	28	28	28	28
Instruments				36	36	47	47
R-squared	0.468	0.310	.456	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.337	0.337	0.946	0.946
AR(1)				0.989	0.868	0.381	0.465
AR(2)				0.015	0.033	0.011	0.023

Note: La variable dépendante est le taux d'immunisation complète chez les enfants de 12 à 24 mois. La variable CI représente les investigations pour corruptions des fonctionnaires par million d'habitants. Les variables corruption initiale et pauvreté sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et les variables anticorruptions et naissances sont considérées comme variables endogènes alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

TABLE 4.10 – Agences anticorruption (*Lokayuktas*) et développement humain

	(1) OLS	(2) FE	(3) RE	(4) SYS GMM(1)	(5) 2S SYS GMM(1)	(6) SYS GMM(2)	(7) 2S SYS GMM(2)
LOK_{t-1}	0.042 (0.042)	-0.079 (0.082)	0.022 (0.050)	0.322** (0.140)	0.324* (0.170)	0.193** (0.089)	0.248** (0.118)
Revenu	0.222** (0.089)	0.124 (0.155)	0.226** (0.114)	0.131 (0.349)	0.151 (0.460)	0.037 (0.214)	0.124 (0.343)
Urbanisation	-0.003 (0.002)	-0.045*** (0.013)	-0.004 (0.003)	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.009)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.006)
Taux de fécondité	-0.070 (0.132)	-0.059 (0.262)	-0.132 (0.161)	-0.441 (0.404)	-0.421 (0.508)	-0.245 (0.260)	-0.321 (0.281)
Journaux	0.021 (0.038)	0.028 (0.092)	0.050 (0.054)	0.032 (0.090)	0.014 (0.136)	0.004 (0.090)	-0.009 (0.121)
Naissances	0.008*** (0.002)	0.004* (0.002)	0.006*** (0.002)	0.004 (0.006)	0.003 (0.006)	0.006** (0.002)	0.005 (0.003)
Corruption initiale	-0.046** (0.020)	(omise)	-0.038 (0.030)	-0.016 (0.045)	-0.025 (0.053)	-0.036 (0.039)	-0.036 (0.042)
Pauvreté	0.007** (0.003)	(omise)	0.007* (0.004)	0.006 (0.009)	0.006 (0.010)	0.003 (0.006)	0.006 (0.010)
Constante	1.679** (0.840)	4.184** (1.548)	1.731 (1.162)	2.696 (3.524)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	2.769 (3.249)
Obs.	127	127	127	127	127	127	127
Provinces	28	28	28	28	28	28	28
Instruments				35	35	44	44
R-squared	0.491	0.328	0.480	.z	.z	.z	.z
Hansen				0.585	0.585	0.967	0.967
AR(1)				0.868	0.714	0.724	0.936
AR(2)				0.013	0.026	0.005	0.013

Note: La variable dépendante est le taux d'immunisation complète chez les enfants de 12 à 24 mois. La variable LOK est une variable binomiale pour la présence d'agences anticorruption provinciales (*Lokayuktas*). Les variables corruption initiale et pauvreté sont omises dans la régression par effets fixes puisqu'elles sont intemporelles. Dans les régressions par GMM, le revenu initial est traité comme variable prédéterminée et les variables anticorruptions et naissances sont considérées comme variables endogènes alors que le reste des variables sont exogènes. Les écarts types robustes sont rapportés pour chaque estimation. Hansen rapporte le Hansen J test pour tester la sur identification des instruments. AR(1) et AR(2) rapportent les tests d'autocorrélation de premier et deuxième ordre.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Conclusion

L'objectif de cette recherche visait à évaluer les effets des mesures anticorruption sur la croissance économique et le développement humain en Inde. À des fins de comparabilité avec les études effectuées en Chine et compte tenu des contraintes de données disponibles en Inde, nous avons employé un panel de données provinciales sur la période 2005-2015 avec une moyenne de deux ans sur nos données. Nous avons ainsi estimé l'impact de 5 variables anticorruption² utilisées dans la littérature à l'aide de plusieurs méthodes d'estimation incluant les MCO, les effets fixes et aléatoires et le System GMM. Cette dernière méthode a d'ailleurs été estimée à l'aide de diverses spécifications à des fins de robustesses.

Contrairement à la littérature récente sur la Chine, nous avons observé une relation positive et significative entre deux de nos variables anticorruption (les condamnations pour corruption et le ratio $1 \frac{\text{condamnations}}{\text{investigations}}$) et la croissance économique. Ceci peut s'expliquer par le fait que les mesures anticorruption chinoises ralentissent les flux d'investissement publics (Qu et collab., 2018; Wang, 2016). Selon (Grafstein et collab., 2020), il est également probable l'utilisation des campagnes contre la corruption à des fins purement politiques, comme la centralisation du pouvoir de l'État, dégage des effets négatifs sur l'investissement privé en Chine. Dans le cas où les mesures anticorruption sont davantage utilisées comme outils politiques, il y a peu de chances que celles-ci se soldent en changements adéquats au niveau des politiques publiques (Qu et collab., 2018). Dans

2. Investigations pour corruption, condamnations pour corruption, présence d'agences anticorruption provinciales et les ratios $\frac{\text{condamnations}}{\text{investigations}}$ et $\frac{\text{cas investigués}}{\text{cas à investiguer}}$

notre cas, au contraire, la nature du système politique indien, basé davantage sur l'État de droit, peut amoindrir plusieurs des effets négatifs observés en Chine tel que l'utilisation de mesures anticorruption à des fins politiques. En outre, la décentralisation du gouvernement indien procure beaucoup plus de pouvoirs aux provinces et territoires pour la création et l'application de mesures anticorruption. Il est donc plus facile pour une province indienne désireuse de combattre la corruption d'appliquer des politiques efficaces selon les enjeux locaux. D'autres recherches sur le sujet seraient pertinentes afin d'analyser en détail ce contraste entre les deux pays. Notre recherche vient tout de même nuancer la littérature actuelle et démontre que la lutte contre la corruption peut également avoir des bénéfices à court terme sur la croissance économique.

Le second objectif de ce mémoire consistait à étudier l'impact de la lutte contre la corruption sur un déterminant de la croissance, le développement humain, par l'entremise d'une mesure de résultat intermédiaire dans le domaine de la santé, soit le taux d'immunisation complète des enfants de 12 à 24 mois. Contrairement au modèle de croissance économique, cette tâche s'est avérée plus ardue compte tenu des données provinciales disponibles pour la création du modèle. Ceci a entraîné un problème de spécification important dans nos estimations et nous n'avons donc pas été en mesure d'établir une relation claire entre la lutte contre la corruption et le développement humain. Nos résultats portent tout de même à croire que les agences anticorruption provinciales (*lokayuktas*) pourraient avoir un certain effet positif sur le développement humain, mais ceci reste à confirmer.

Nos estimations empiriques suggèrent donc que les provinces et territoires qui s'engagent davantage à lutter contre la corruption peuvent avoir une meilleure croissance économique à court terme malgré les coûts liés à ces politiques. Les résultats obtenus devraient donc encourager les provinces déjà mobilisées dans cette lutte à continuer leurs efforts et agir comme incitatif pour celles qui n'y sont pas engagées.

Notre méthodologie de recherche présente tout de même certaines limitations. Tout d'abord, la disponibilité des données provinciales indiennes a fortement influencé la spécification de nos modèles en matière de choix de variables de contrôles et de période d'échantillons. De plus, bien que l'utilisation de données longitudinales permet certains

bénéfices, cette méthode peut également engendrer un biais d'endogénéité causé par les variations infranationales de notre échantillon puisque l'Inde présente une forte hétérogénéité entre ses provinces et territoires. En outre, une autre limitation importante de cette recherche est que nous utilisons principalement des mesures anticorruption sur les processus de détections et de sanctions pour la corruption des fonctionnaires, mais nous n'identifions pas spécifiquement quelles politiques ou initiatives sont efficaces afin de lutter contre le problème de la corruption en Inde. Finalement, il est également possible que certaines provinces aient décidé d'investir dans d'autres canaux que la détection et les sanctions pour combattre la corruption. Tel que vu dans les chapitres 2 et 3, il existe plusieurs moyens, comme la transparence, pour lutter contre ce fléau. Nos mesures ne font donc pas justice aux provinces et territoires qui ont priorisé d'autres outils anticorruption.

Comme avenue de recherches futures, il pourrait être intéressant de refaire cet exercice avec une plus longue période d'échantillon et lorsque davantage de données provinciales seront disponibles. Dans le cas de l'Inde, il serait aussi pertinent de comprendre quels aspects et déterminants de la croissance sont positivement affectés par les politiques anticorruption afin d'expliquer les différences entre les résultats de notre étude et en particulier celles effectuées en Chine.

Bibliographie

Ackerman, S. R. 1978, «Corruption : A study in political economy», *Nova Iorque : Academic Press*.

Akca, H., A. Y. Ata, C. Karaca et collab.. 2012, «Inflation and corruption relationship : Evidence from panel data in developed and developing countries», *International Journal of Economics and Financial Issues*, vol. 2, n° 3, p. 281–295.

Arellano, M. et S. Bond. 1991, «Some tests of specification for panel data : Monte carlo evidence and an application to employment equations», *The review of economic studies*, vol. 58, n° 2, p. 277–297.

Arellano, M. et O. Bover. 1995, «Another look at the instrumental variable estimation of error-components models», *Journal of econometrics*, vol. 68, n° 1, p. 29–51.

Baltagi, B. H., D. Li et collab.. 2002, «Series estimation of partially linear panel data models with fixed effects», *Annals of economics and finance*, vol. 3, n° 1, p. 103–116.

Barro, R. J. et J. W. Lee. 2013, «A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010», *Journal of development economics*, vol. 104, p. 184–198.

Becker, G. S. 1968, «Crime and punishment : An economic approach», dans *The economic dimensions of crime*, Springer, p. 13–68.

Becker, G. S. et G. J. Stigler. 1974, «Law enforcement, malfeasance, and compensation of enforcers», *The Journal of Legal Studies*, vol. 3, n° 1, p. 1–18.

- Bhatnagar, S. et collab.. 2003, «Transparency and corruption : Does e-government help», *DRAFT Paper prepared for the compilation of CHRI*, p. 1–9.
- Biswas, A. K., M. R. Farzanegan et M. Thum. 2012, «Pollution, shadow economy and corruption : Theory and evidence», *Ecological Economics*, vol. 75, p. 114–125.
- Blundell, R. et S. Bond. 1998, «Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models», *Journal of econometrics*, vol. 87, n° 1, p. 115–143.
- Bond, S. R., A. Hoeffler et J. R. Temple. 2001, «Gmm estimation of empirical growth models», .
- Center for Law and Democracy. 2019, «Global right to information rating», cahier de recherche, Center for Law and Democracy.
- Charron, N. 2010, «The correlates of corruption in india : Analysis and evidence from the states», *Asian Journal of Political Science*, vol. 18, n° 2, p. 177–194.
- Choi, J. Y. et S.-H. Lee. 2006, «Does prenatal care increase access to child immunization? gender bias among children in india», *Social Science & Medicine*, vol. 63, n° 1, p. 107–117.
- Clark, R. 2011, «World health inequality : convergence, divergence, and development», *Social Science & Medicine*, vol. 72, n° 4, p. 617–624.
- Cole, M. A., R. J. Elliott et J. Zhang. 2009, «Corruption, governance and fdi location in china : A province-level analysis», *The Journal of Development Studies*, vol. 45, n° 9, p. 1494–1512.
- Collier, M. W. 2002, «Explaining corruption : An institutional choice approach», *Crime, Law and Social Change*, vol. 38, n° 1, p. 1–32.
- Dang, L. et R. Yang. 2016, «Anti-corruption, marketisation and firm behaviours : Evidence from firm innovation in china», *Economic and Political Studies*, vol. 4, n° 1, p. 39–61.

- Devasenapathy, N., S. G. Jerath, S. Sharma, E. Allen, A. H. Shankar et S. Zodpey. 2016, «Determinants of childhood immunisation coverage in urban poor settlements of delhi, india : a cross-sectional study», *BMJ open*, vol. 6, n° 8, p. e013 015.
- Di Tella, R. et E. Schargrodsky. 2003, «The role of wages and auditing during a crackdown on corruption in the city of buenos aires», *The Journal of Law and Economics*, vol. 46, n° 1, p. 269–292.
- Djankov, S., R. La Porta, F. Lopez-de Silanes et A. Shleifer. 2002, «The regulation of entry», *The quarterly Journal of economics*, vol. 117, n° 1, p. 1–37.
- Dong, B. et B. Torgler. 2012, «Corruption and social interaction : Evidence from china», *Journal of Policy Modeling*, vol. 34, n° 6, p. 932–947.
- Doucouliafos, H. et M. Paldam. 2008, «Aid effectiveness on growth : A meta study», *European journal of political economy*, vol. 24, n° 1, p. 1–24.
- Dreher, A. et M. Gassebner. 2013, «Greasing the wheels? the impact of regulations and corruption on firm entry», *Public Choice*, vol. 155, n° 3-4, p. 413–432.
- Dreher, A. et T. Herzfeld. 2005, «The economic costs of corruption : A survey and new evidence», *Available at SSRN 734184*.
- Dridi, M. 2013, «Corruption and economic growth : the transmission channels», .
- Easterly, W. et R. Levine. 2002, *It's not factor accumulation : stylized facts and growth models*, Banco Central de Chile.
- Easterly, W., J. Ritzen et M. Woolcock. 2006, «Social cohesion, institutions, and growth», *Economics & Politics*, vol. 18, n° 2, p. 103–120.
- Elbahnasawy, N. G. et C. F. Revier. 2012, «The determinants of corruption : Cross-country-panel-data analysis», *The Developing Economies*, vol. 50, n° 4, p. 311–333.

- Fjeldstad, O.-H. et J. Isaksen. 2008, «Anti-corruption reforms : challenges, effects and limits of world bank support», *IEG Working Paper*.
- Ghosh, M. 2006, «Economic growth and human development in indian states», *Economic and Political Weekly*, p. 3321–3329.
- Glaeser, E. L. et R. E. Saks. 2006, «Corruption in america», *Journal of public Economics*, vol. 90, n° 6-7, p. 1053–1072.
- Government of India. 1988, «The prevention of corruption act, act no. 49 of 1988», .
- Goyette, J. et collab.. 2016, «Mécanismes et instruments anticorruption : pistes de réflexion émergentes de la littérature», *L'Actualité économique*, vol. 92, n° 4, p. 703–731.
- Grafstein, R., R. Han et W. Zhang. 2020, «Political corruption and private investment : The case of china», *Available at SSRN 3518489*.
- Gupta, S., H. Davoodi et E. Tiongson. 2001, «Corruption and the provision of health care and education services», dans *The political economy of corruption*, Routledge, p. 123–153.
- Haque, M. E. et R. Kneller. 2015, «Why does public investment fail to raise economic growth? the role of corruption», *The Manchester School*, vol. 83, n° 6, p. 623–651.
- International Budget Partnership's Open Budget Initiative. 2017, «The open budget survey 2017», cahier de recherche.
- Kahana, N. et L. Qijun. 2010, «Endemic corruption», *European Journal of Political Economy*, vol. 26, n° 1, p. 82–88.
- Kenny, P. D. 2015, «Colonial rule, decolonisation, and corruption in india», *Commonwealth & Comparative Politics*, vol. 53, n° 4, p. 401–427.

- Kumar, U. et A. Subramanian. 2012, «Growth in india's states in the first decade of the 21st century : Four facts», *Economic and Political Weekly*, p. 48–57.
- Leff, N. H. 1964, «Economic development through bureaucratic corruption», *American behavioral scientist*, vol. 8, n° 3, p. 8–14.
- Leys, C. 1965, «What is the problem about corruption ?», *The Journal of Modern African Studies*, vol. 3, n° 2, p. 215–230.
- Lui, F. T. 1985, «An equilibrium queuing model of bribery», *Journal of political economy*, vol. 93, n° 4, p. 760–781.
- Majeed, M. T. 2014, «Corruption and trade», *Journal of economic integration*, p. 759–782.
- Mauro, P. 1995, «Corruption and growth», *The quarterly journal of economics*, vol. 110, n° 3, p. 681–712.
- Méon, P.-G. et L. Weill. 2010, «Is corruption an efficient grease ?», *World development*, vol. 38, n° 3, p. 244–259.
- Michael, B. 2006, «Depoliticizing anti-corruption in bolivia : local international intervention and the state», *International Journal of Public Administration*, vol. 29, n° 13, p. 1311–1336.
- Mo, P. H. 2001, «Corruption and economic growth», *Journal of comparative economics*, vol. 29, n° 1, p. 66–79.
- Murphy, K. M., A. Shleifer et R. W. Vishny. 1993, «Why is rent-seeking so costly to growth ?», *The American Economic Review*, vol. 83, n° 2, p. 409–414.
- Myrdal, G. 1968, «Corruption : Its causes and effects», *Asian drama : An inquiry into the poverty of nations*, vol. 2, p. 953–961.

- Nagaraj, R. et T. Srinivasan. 2016, «Measuring india's gdp growth : Unpacking the analytics and data issues behind a controversy that refuses to go away», dans *India Policy Forum*, vol. 13, p. 73–128.
- Olken, B. A. 2007, «Monitoring corruption : evidence from a field experiment in indonesia», *Journal of political Economy*, vol. 115, n° 2, p. 200–249.
- OneWorld foundation India. 2014, «Citizen's right to public service : Documentation of best practice», .
- Peisakhin, L. et P. Pinto. 2010, «Is transparency an effective anti-corruption strategy? evidence from a field experiment in india», *Regulation & Governance*, vol. 4, n° 3, p. 261–280.
- Qu, G., K. Sylwester et F. Wang. 2018, «Anticorruption and growth : Evidence from china», *European Journal of Political Economy*, vol. 55, p. 373–390.
- Roodman, D. 2009, «How to do xtabond2 : An introduction to difference and system gmm in stata», *The stata journal*, vol. 9, n° 1, p. 86–136.
- Sachs, J. D., N. Bajpai et A. Ramiah. 2002, «Understanding regional economic growth in india», *Asian Economic Papers*, vol. 1, n° 3, p. 32–62.
- Singh, P. K. 2013, «Trends in child immunization across geographical regions in india : focus on urban-rural and gender differentials», *PloS one*, vol. 8, n° 9.
- Stewart, R. et C. Moslares. 2012, «Income inequality and economic growth : The case of indian states 1980-2009-10», *Cuadernos de Economía*, vol. 31, n° SPE57, p. 41–64.
- Streatfield, K., M. Singarimbun et I. Diamond. 1990, «Maternal education and child immunization», *Demography*, vol. 27, n° 3, p. 447–455.
- Tavares, J. 2003, «Does foreign aid corrupt?», *Economics Letters*, vol. 79, n° 1, p. 99–106.

- Transparency International India. 2005, «India corruption study 2005», cahier de recherche, Transparency International.
- Transparency International India. 2008, «India corruption study 2008», cahier de recherche, Transparency International.
- Transparency International India. 2017a, «India corruption survey 2017», cahier de recherche, Transparency International.
- Transparency International India. 2017b, «State transparency report 2017», cahier de recherche, Transparency International.
- Transparency International India. 2018a, «India corruption survey 2018», cahier de recherche, Transparency International.
- Transparency International India. 2018b, «State transparency report 2018», cahier de recherche, Transparency International.
- Transparency International India. 2019, «Transparency in budgetary process 2.0», cahier de recherche, Transparency International.
- Treisman, D. 2007, «What have we learned about the causes of corruption from ten years of cross-national empirical research?», *Annu. Rev. Polit. Sci.*, vol. 10, p. 211–244.
- Ugur, M. 2014, «Corruption's direct effects on per-capita income growth : a meta-analysis», *Journal of Economic Surveys*, vol. 28, n° 3, p. 472–490.
- Vadlamannati, K. C. 2015, «Fighting corruption or elections? the politics of anti-corruption policies in india : A subnational study», *Journal of Comparative Economics*, vol. 43, n° 4, p. 1035–1052.
- Vikram, K., R. Vanneman et S. Desai. 2012, «Linkages between maternal education and childhood immunization in india», *Social science & medicine*, vol. 75, n° 2, p. 331–339.

- Wang, L. 2016, «The impacts of anti-corruption on economic growth in china», *Modern Economy*, vol. 7, n° 2, p. 109–117.
- Windmeijer, F. 2005, «A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step gmm estimators», *Journal of econometrics*, vol. 126, n° 1, p. 25–51.
- Wu, Y. et J. Zhu. 2011, «Corruption, anti-corruption, and inter-county income disparity in china», *The Social Science Journal*, vol. 48, n° 3, p. 435–448.
- Xu, G. et G. Yano. 2017, «How does anti-corruption affect corporate innovation? evidence from recent anti-corruption efforts in china», *Journal of Comparative Economics*, vol. 45, n° 3, p. 498–519.

Annexe A – Provinces et territoires étudiés

<i>Provinces</i>	<i>Territoires</i>
Andhra Pradesh, Arunachal Pradesh, Assam, Bihar, Chhattisgarh, Goa, Gujarat, Haryana, Himachal Pradesh, Jharkhand, Karnataka, Kerala, Madhya Pradesh, Maharashtra, Manipur, Meghalaya, Mizoram, Nagaland, Orissa, Punjab, Rajasthan, Sikkim, Tamil Nadu, Tripura, Uttar Pradesh, Uttaranchal, West Bengal	Delhi, Jammu et Kashmir, Pondicherry

Annexe B – Descriptions des variables

<i>Variable</i>	<i>Définition</i>	<i>Source</i>
Croissance	Croissance du PIB provincial par habitant	Global Data Lab
Revenu	Log du PIB provincial par habitant	Global Data Lab
CI	Nombre d'investigations pour corruption de fonctionnaires par million d'habitants	National Crime Records Bureau - <i>Crimes in india (2005-2015)</i>
CC	Nombre de condamnations pour corruption de fonctionnaires par million d'habitants	National Crime Records Bureau - <i>Crimes in india (2005-2015)</i>
LOK	Variable binomiale pour la présence ou non d'agences anticorruption provinciales (<i>Lokayuktas</i>)	Vadlamannati (2015) et sites internet gouvernementaux
Ratio1	Ratio du nombre de condamnations pour corruption en fonction du nombre d'investigations	National Crime Records Bureau - <i>Crimes in india (2005-2015)</i>
ratio2	Ratio du nombre d'investigations pour corruption effectuées en fonction du nombre total de cas à investiguer	National Crime Records Bureau - <i>Crimes in india (2005-2015)</i>
Croissance pop	Croissance annuelle provinciale de la population	Global Data Lab

Investissement	Log de la formation brute en capital fixe par habitant	Reserve Bank of India - <i>Handbook of Statistics on Indian States (2016)</i> et Global Data Lab
Urbanisation	Taux d'urbanisation	Census of india (2001 et 2011)
Éducation	le nombre d'années de scolarisation moyen pour la population âgée de 25 ans et plus	Gobal Data Lab
Gov	Ratio des dépenses gouvernementales sur le PIB	Reserve Bank of India - <i>Handbook of Statistics on Indian States (2016)</i>
Indice fract	Indice de fractionnalisation religieuse	Calculé à partir des données démographiques du Census of india 2001
Corruption initiale	Indice de corruption provincial de 2008	Transparency International India (2008)
Immunisation	Taux d'immunisation complète des enfants âgés de 12 à 24 mois	National Family Health Surveys (NFHS), District Level Household and Facility Surveys (DLHFS), Coverage Evaluation Survey (CES)
Fertilité	Taux de fertilité (nombre moyen d'enfants par femmes)	National Institution for Transforming India
Journaux	Log du nombre de journaux et périodes publiés par million d'habitants	Statistical Yearbook of India 2017
Naissances	Taux de naissances institutionnelles (à l'hôpital)	National Family Health Surveys (NFHS), District Level Household and Facility Surveys (DLHFS), Coverage Evaluation Survey (CES)
Pauvreté	Quintile inférieur de la distribution de revenu provincial en 2005	National Family Health Surveys (NFHS), District Level Household and Facility Surveys (DLHFS), Coverage Evaluation Survey (CES)

