

Implications macroéconomiques de la corruption : Le cas de Madagascar

Macroeconomic Implications of Corruption: The case of Madagascar

RAMANAMBONONA Ambinintsoa

Doctorant
Département d'Economie
Université d'Antananarivo
Centre d'Etudes Economiques
ambinintsoa.uat.ead2@gmail.com

RAZAFINDRAVONONA Jean

Enseignant chercheur
Département d'Economie
Université d'Antananarivo
Centre d'Etudes Economiques
mfbjean1@gmail.com

Date de soumission : 24/05/2023

Date d'acceptation : 08/07/2023

Pour citer cet article :

RAMANAMBONONA.A & RAZAFINDRAVONONA.J (2023) «Implications macroéconomiques de la corruption : Le cas de Madagasc Implications macroéconomiques de la corruption : Le cas de Madagascar », Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 4 : Numéro 7» pp : 75 – 106.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Ce papier tente d'analyser les effets macroéconomiques de la corruption en se basant sur des données temporelles (2002-2020) concernant Madagascar. Le modèle VAR(p) est utilisé pour explorer les relations entre l'indice de perception de la corruption et des variables macroéconomiques telles que la croissance du PIB/tête, la croissance du revenu/tête, le taux d'inflation et le taux de chômage. Toutefois, les résultats de cette analyse ne sont pas concluants. Par conséquent, les modèles VECM sont utilisés pour explorer les relations de stabilité à court et à long terme entre les variables, prenant en compte les relations de cointégration ou non entre elles. Les résultats indiquent qu'il existe une relation à long terme entre la croissance du revenu et du PIB par habitant et l'indice de perception de la corruption. Les réponses aux chocs suggèrent une relation positive entre la croissance du PIB/tête et la croissance du revenu par habitant, ainsi qu'une relation négative entre la croissance du PIB/tête et l'indice de perception de la corruption. Les variations de l'indice de perception de corruption ont un effet sur toutes les variables étudiées. Le test de causalité de Granger a montré que l'évolution positive de l'indice de corruption cause la croissance du PIB/tête, mais la causalité ne va pas dans l'autre sens. L'amélioration de la lutte contre la corruption entraîne une augmentation du revenu/tête, mais pas l'inverse.

Mots clés : Corruption, Variables macroéconomiques, Madagascar, VECM, Causalité de Granger

Mots clés : C32- O17

Abstract

This paper attempts to analyze the macroeconomic effects of corruption using time series data (2002-2020) for Madagascar. The VAR(p) model is used to explore the relationships between the corruption perception index and macroeconomic variables such as GDP per capita growth, income per capita growth, inflation rate and unemployment rate. However, the results of this analysis are not conclusive. Therefore, VECM models are used to explore the short- and long-run stability relationships between the variables, taking into account the cointegrating and non-cointegrating relationships between them. The results indicate that there is a long-run relationship between income and GDP per capita growth and the corruption perception index. The responses to the shocks suggest a positive relationship between GDP/head growth and per capita income growth, and a negative relationship between GDP/head growth and the corruption perception index. Changes in the corruption perception index have an effect on all the variables studied. The Granger causality test showed that positive changes in the corruption index cause GDP/head growth, but the causality does not go in the other direction. Improved anti-corruption leads to an increase in income/head, but not the other way around

Keywords : Corruption, Macroeconomic variables, Madagascar, VECM, Granger causality

JEL Code : C32- O17

Introduction

La corruption est un problème omniprésent à Madagascar avec des implications étendues pour la santé macroéconomique du pays. Selon l'Indice de perception de la corruption¹ de *Transparency International*, en 2021, Madagascar est classé au 147^{ème} rang sur 180 pays dont son score est à l'ordre de 26/100 (largement inférieur à la moyenne dans les pays à faibles revenus). Cette statistique indique un niveau élevé de corruption perçue. Les impacts sur les grandeurs macroéconomiques de la corruption demeurent une question ouverte et suscitent des débats tant sur le plan théorique qu'empirique. Une grande partie de la recherche théorique sur la corruption soutient que la corruption nuit considérablement aux performances économiques. Sur le plan macroéconomique, le modèle de croissance tenant compte de la corruption, développé par *Ventelou (2003)* démontre la pertinence des conséquences macroéconomiques de la corruption, sans contradiction aux faits stylisés. Il a souligné que la politique publique et l'intensité de l'investissement privé affectent le taux de croissance économique, comme étant deux canaux successifs.

Pour le cas de Madagascar, l'étude relative à la mesure de son impact et sa significativité sur les variables macroéconomiques du pays n'est pas nombreuse, voire inexistante tant sur le domaine de la recherche qu'au niveau du monde professionnel. Toutefois, il est attrayant de comprendre les effets de la corruption qui pourraient être généralisés. Elle pourrait être la cause des instabilités économiques cycliques du pays. À Madagascar, le manque de transparence et de responsabilité dans les institutions gouvernementales a créé un environnement propice à la corruption. Telle situation titille notre réflexion sur la baisse tendancielle de la confiance du public, ce qui pourrait nuire à la croissance économique.

La corruption affecte également la politique budgétaire du pays. Sans une surveillance adéquate, certains responsables gouvernementaux ont pu détourner les fonds publics à leur profit personnel. Cette mauvaise utilisation des fonds publics entraîne une diminution des ressources publiques, ainsi qu'une augmentation des impôts des citoyens qui éprouvent déjà des difficultés financières en raison des effets de la corruption. L'impact le plus large de la

¹ La lecture de cet indice est que plus le score croît, plus la corruption diminue. Cet indicateur peut être interprété comme un indice anti-corruption car plus il augmente, plus la corruption baisse. L'IPC attribue à chaque pays un score sur une échelle allant de 0 (très corrompu) à 100 (très propre). Les scores sont calculés en prenant la moyenne des sources interrogées, le score de chaque source étant pondéré en fonction de sa crédibilité et de sa fiabilité. L'indice est destiné à donner un aperçu du niveau de corruption perçue dans différents pays et à servir d'outil aux gouvernements, aux organisations de la société civile et aux autres parties prenantes dans leurs efforts de lutte contre la corruption.

corruption sur la croissance et le bien-être social concerne les environnements des affaires, les activités économiques, étatiques et surtout fiscales. Elle aura également un effet néfaste sur l'efficacité et la stabilité des institutions étatiques et sur leur légitimité. Le phénomène de corruption à Madagascar explique probablement l'écart entre le potentiel fiscal et les recettes fiscales réellement perçues, estimé à 17% du PIB (*Engstrom & Soto, 2017*).

Madagascar a une économie qui est caractérisée par des transactions financières en espèces, ce qui rend difficile le suivi et le contrôle des activités de corruption. Il est donc difficile de s'assurer que tout le monde respecte les règles. L'augmentation de la corruption fait réduire à l'ordre de 0.5% du taux de croissance à Madagascar chaque année depuis 2005 (*Engstrom & Soto, 2017*).

D'une manière générale, la dimension macroéconomique de la corruption laisse entendre une forte corrélation entre la corruption et le ralentissement de la croissance. Toutefois, la causalité n'est pas évidente et pourrait aller dans les deux sens : moins de corruption stimule la croissance, et les pays à forte croissance disposent des moyens pour réduire la corruption (*Engstrom & Soto, 2017*). Dans ce contexte, *Huang (2016)* a utilisé l'approche de causalité de Granger en panel *bootstrap* pour étudier si la corruption a un impact négatif sur la croissance économique dans treize pays d'Asie-Pacifique sur la période 1997-2013.

Certes, l'analyse macroéconomique de la corruption n'est pas un sujet nouveau. Elle est largement abordée mais peu voire pas de travaux sur ce sujet concernant le cas de Madagascar. Cette insuffisance de recherche sur l'aspect macroéconomique de la corruption pour les pays à faibles revenus comme Madagascar nous amène à creuser plus de réflexion afin d'apporter des résultats scientifiquement défendables à travers des travaux empiriques.

A la même aspiration que l'étude menée par *Moiseev et al. (2020)*, nous tentons de montrer que la réduction de la corruption ou bien la hausse de l'indice de perception de corruption pourrait contribuer à l'augmentation du PIB par habitant, du Revenu par habitant. Ils ont mis en évidence que la corruption est mieux expliquée par le PIB par habitant et que tous les autres indicateurs macroéconomiques majeurs ne peuvent pas améliorer de manière significative.

L'objectif de cette étude portant sur le cas de Madagascar n'est pas d'apporter d'appréciation, ni de donner un jugement subjectif sur les effets macroéconomiques de la corruption mais plutôt de montrer de manière objective les répercussions de l'ampleur de la corruption sur certaines variables macroéconomiques.

1. Revue de littérature

La littérature économique sur les effets macroéconomiques de la corruption est riche. Elle est très diversifiée et caractérisée par des résultats robustes et convaincants mais parfois controversés. De toute évidence, la corruption peut avoir un effet négatif sur la croissance économique, mais il est important d'étudier attentivement le lien avant de tirer des conclusions. De ce fait, on se réfère aux travaux antérieurs pour pouvoir comprendre l'essentiel des effets macroéconomiques de la corruption.

L'étude la plus influente sur l'analyse macroéconomique de la corruption est le travail de *Ivanyna et al. (2018, 2021)* intitulé « *The Macroeconomics of Corruption* ». Les auteurs utilisent des modèles pour faire valoir que les politiques à l'origine de la crise budgétaire imminente dans le monde développé sont étroitement liées à d'autres problèmes économiques communs : le ralentissement de la croissance économique, l'augmentation de l'inégalité des salaires et l'explosion des coûts des soins médicaux et de l'enseignement supérieur.

Des études récentes de *Malanski & Póvoa (2021)* ont permis d'analyser les effets de la corruption sur la croissance économique pour différents niveaux de liberté économique. *Dusha (2019)* a construit un modèle avec des legs, des frictions financières et des bureaucrates corrompus pour expliquer le lien entre la corruption et l'inégalité et ses effets sur la productivité. Quant aux travaux de *Cherif & Dreger (2016)*, ils ont souligné qu'une condition préalable à une allocation efficace des ressources pour les pays développés favorise la croissance économique à long terme. L'étude d'*Ugur & Dasgupta (2011)* a révélé que lorsque la corruption est perçue comme plus courante, elle fait baisser de 0,9 % par an en moyenne le PIB par habitant sans distinction de catégories de pays (434 estimations distinctes) et à l'ordre de 0.6% par an en moyenne le PIB par habitant portant sur des 34 estimations des pays à faible revenu.

Selon l'étude menée par *Pinto (2004)*, les pays qui ont des conditions macroéconomiques satisfaisantes sont largement épargnés par la corruption car ils sont caractérisés par des niveaux élevés de gouvernance et de respect de l'État de droit. A l'opposé, dans les pays à revenu moyen et faible, la corruption a souvent des conséquences négatives perceptibles sur l'économie globale. Pour mettre en lumière son propos, *Pinto (2004)* propose un cadre théorique qui analyse les mécanismes par lesquels la corruption peut réduire l'offre de crédit, en affectant la réparation attendue par un prêteur lorsqu'un débiteur défaillant est poursuivi en justice. Il a fait remarquer l'influence négative de la corruption sur le crédit qui semble être corroborée par un

simple exercice économétrique en coupe transversale, dans lequel le crédit en tant que proportion du PIB est expliqué par les indices de corruption et les variables de contrôle. *Korniienko et al. (2020)* ont étudié l'impact des délits de corruption sur l'économie à travers des données statistiques concernant l'indice de perception de la corruption dans 166 pays en 2018. Ils mettent en exergue la relation de la corruption avec le développement du secteur économique. Ils ont conclu que le capital humain et la pauvreté sont des conditions préalables à la corruption, ce qui constitue une contribution importante à la littérature scientifique sur les conditions préalables et les causes des délits de corruption. *Mustapha (2014)* a testé l'hypothèse selon laquelle il existe un fort impact négatif de la corruption sur le PIB par habitant. Le résultat principal de son étude conclut que la corruption a un fort impact négatif sur le PIB par habitant qui est statistiquement significatif.

Selon l'étude menée par *Delgado et al. (2014)*, la corruption a un rôle important et non linéaire dans la relation entre l'investissement direct étranger (IDE) et la croissance économique. Ces auteurs concluent que les pays qui ont peu ou pas de rendements sur l'IDE peuvent bénéficier considérablement de la réduction de la corruption.

Au niveau de l'Afrique du Nord, *Midoun (2016)* a mis en évidence le concept de corruption et a analysé les connaissances cumulées, c'est-à-dire les travaux antérieurs relatifs aux effets de la corruption sur la croissance économique en Algérie pendant la période 2002-2015. Il a mis l'accent sur la principale source de corruption et sur la façon dont la qualité des institutions et des politiques gouvernementales pourrait atténuer le risque de corruption ou l'augmenter. Les résultats de son étude montrent également le grand rôle des médias libres dans la plupart des pays en développement, ce qui a créé une nouvelle tendance à discuter des effets de la corruption, surtout ces dernières années. En utilisant un modèle de régression multiple, l'étude menée par *Midoun (2016)* a fait remarquer qu'une diminution de 1% du niveau de l'indice de corruption CPI augmente le taux de croissance du PIB d'environ 2,005%. Son étude a également révélé qu'il existe une relation négative entre le rang du pays et la croissance économique et ses résultats suggèrent que plus de liberté économique, de stabilité sociale et politique conduisent à moins de corruption.

Obamuyi et al. (2019) ont examiné les effets de la corruption sur la croissance économique mesurée en termes de croissance réelle du PIB par habitant au Nigeria et en Inde en raison de la corruption omniprésente dans les deux pays à faible revenu. Pour y parvenir, ils ont calculé les coefficients de corrélation pour montrer une corrélation entre la corruption et le taux de croissance du PIB des deux pays. En se basant par la régression par les moindres carrés

ordinaires (MCO) pour estimer les effets de la corruption sur la croissance économique, leurs études montrent que la corruption produit un effet modérateur sur la croissance dans les deux pays et que les canaux de transmission sont l'investissement et le capital humain. Sur la base d'une étude de 134 pays pour la période 1984-2019.

2. Méthodologie et Données

La méthodologie empirique choisie pour mener cette étude permet de s'appuyer sur des données concrètes et mesurables plutôt que sur des hypothèses ou des croyances subjectives. Elle permet également de vérifier ou de réfuter des hypothèses de manière objective, d'établir des relations de cause à effet et de tirer des conclusions valables. Cela peut rendre les résultats de cette étude plus crédibles et pertinents.

Dans cette optique, nous avons prévu d'utiliser des modèles de séries temporelles multivariées, soit le modèle $VAR^2(p)$ *Vector Autoregressive* et soit le modèle VECM³ ou (Vector Error Correction Model), qui sont des méthodes de modélisation économétrique permettant respectivement de représenter les relations entre plusieurs variables de manière temporelle ainsi que leur relation de stabilité à court et à long terme.

Nous tentons d'utiliser le modèle VAR(p) pour trouver les relations entre l'indice de perception de corruption et les variables macroéconomiques qui ont été choisies. Toutefois, les résultats de régression trouvés ne sont pas concluant. Par la suite, nous utilisons le modèle VECM. On cherche à comprendre et analyser les relations de stabilité à court et à long terme de différentes variables sur d'autres variables. De ce fait, les modèles à estimer prend en compte les relations de cointégration ou non entre les variables à différents moments de temps afin de mieux refléter la réalité.

Le modèle VAR qui est une approche statistique pour modéliser les relations causales entre plusieurs variables, en considérant que chaque variable est une fonction linéaire de ses propres valeurs passées et celles des autres variables a été relâché pour les raisons suivantes. Après traitement, nous avons constaté que les variables étudiées présentent des comportements non stationnaires et sont co-intégrées. C'est pourquoi nous avons choisi d'utiliser le modèle VECM qui impose une contrainte supplémentaire en utilisant les informations de co-intégration pour

² On peut citer les travaux de Sims (1980), Stock & Watson (1993) et Hamilton (1994) pour la littérature économétrique dans le domaine de modèle VAR(p).

³ On se réfère aux travaux d'Engle & Granger (1987), Johansen (1988), pour les travaux relatifs à l'utilisation du modèle de ECM, l'extension des modèles VAR, le modèle VECM.

spécifier les modèles de correction d'erreur. Le modèle VECM permet donc de modéliser les relations de court terme et de long terme entre les variables co-intégrées et d'estimer leur ajustement à long terme sur les variables étudiées.

Il est à préciser qu'on n'aboutit pas aux résultats d'estimation et de test suite à la manipulation ces modèles en absence des données fiables et l'indentification des variables de contrôle et la variable de prédiction.

2.1. Variables

Dans le cadre de cette étude, les variables utilisées sont : l'évolution (en pourcentage) de l'indice de perception de la corruption (IPC), en tant que variable d'intérêt, les variables macroéconomiques suivantes ont été identifiées pour pouvoir étudier l'impact de la corruption sur ces variables : les taux de croissance du PIB/tête et du Revenu/tête, le taux d'inflation, le taux de chômage.

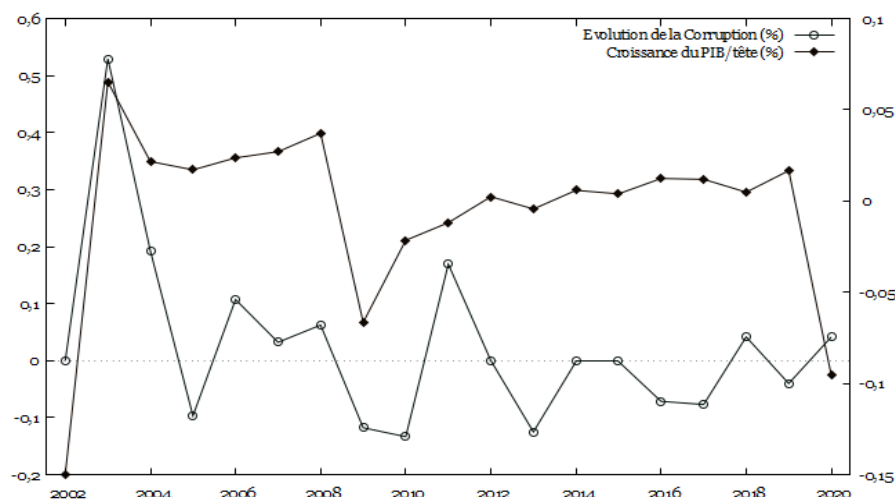


Figure 1. Croissance du PIB/tête et Evolution de corruption
(Source : Calcul des auteurs à partir des données de WDI et Transparency International)

L'indice de perception de la corruption (IPC) est une mesure du niveau perçu de corruption du secteur public dans un pays donné. L'indice est publié chaque année par *Transparency International*, une organisation non gouvernementale qui lutte contre la corruption. L'indice est basé sur des enquêtes et des évaluations de la corruption par diverses sources, notamment des hommes d'affaires, des universitaires et des journalistes. L'IPC n'est pas une mesure parfaite de la corruption, et il a été critiqué pour un certain nombre de raisons. Certains ont souligné que l'indice est basé sur des perceptions plutôt que sur des incidents réels de corruption, et qu'il peut ne pas refléter avec précision la réalité de la corruption dans un pays donné. D'autres ont fait valoir que l'indice n'est pas complet, car il ne mesure que la corruption dans le secteur public et ne prend pas en compte la corruption dans le secteur privé.

Malgré ces critiques, l'IPC reste une mesure largement utilisée et influente de la corruption. De nombreux gouvernements et organisations utilisent l'indice comme guide dans leurs efforts de lutte contre la corruption, et l'indice est souvent cité dans les discussions sur la corruption et la gouvernance.

De manière intuitive, a priori, il est possible qu'un niveau plus bas d'indice de perception de la corruption (la lecture de l'indice étant comme un indice anti-corruption) puisse entraîner un ralentissement du taux de croissance du PIB par habitant. Cela est dû au fait que la corruption peut entraîner des inefficacités dans l'économie et réduire la quantité de ressources disponibles pour les activités productives, ce qui peut à son tour entraver la croissance du PIB par habitant. Il est également possible qu'un taux de croissance plus lent du PIB par habitant puisse conduire à des niveaux plus élevés de l'indice de perception de la corruption, car une croissance économique plus faible peut inciter les individus et les entreprises à s'engager dans des activités de corruption afin d'obtenir un avantage. Cependant, il est important de noter que la direction de la causalité entre ces deux facteurs peut varier en fonction des circonstances et du contexte spécifiques.

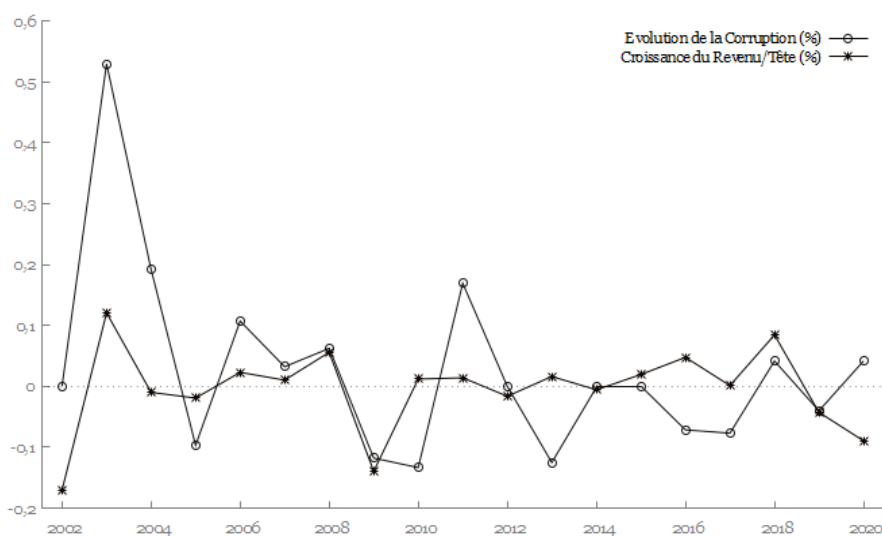


Figure 2. Croissance du Revenu/tête et Evolution de corruption
(Source : Calcul des auteurs à partir des données de WDI et Transparency International)

On s'attend à ce que plus le taux d'évolution de l'indice de perception de corruption baisse (c'est-à-dire une hausse du niveau de corruption), plus le revenu par habitant a tendance à diminuer. Cela s'explique par le fait que la corruption tend à entraver la croissance et le développement économique, ce qui entraîne une baisse des niveaux de revenu et de richesse pour la population. En outre, la corruption peut entraîner une mauvaise répartition des

ressources et une distribution inéquitable des richesses, ce qui peut encore réduire le revenu par habitant. Par conséquent, la réduction de la corruption peut contribuer à améliorer le revenu par habitant et à promouvoir le développement économique.

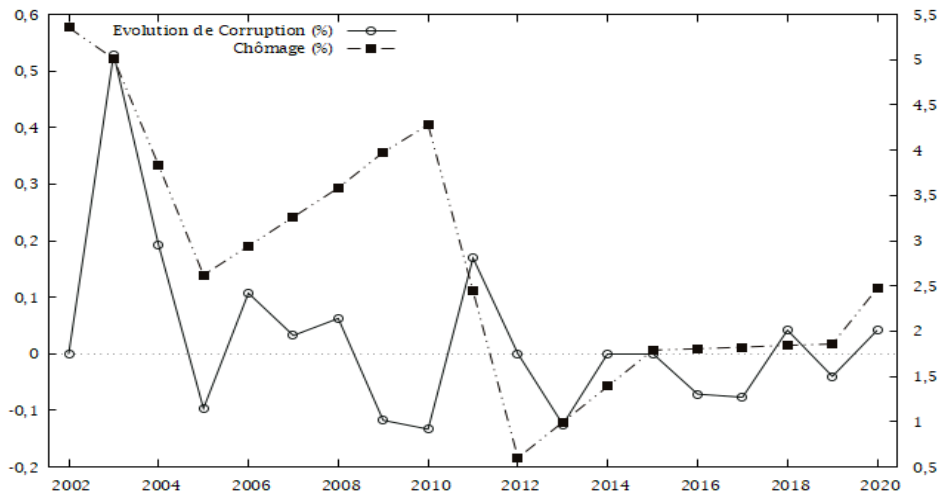


Figure 3. Chômage et Evolution de la corruption
(Source : Calcul des auteurs à partir des données de WDI et Transparency International)

Le chômage et la corruption sont deux problèmes différents, mais ils peuvent être liés d'une certaine manière. Un taux de chômage élevé peut créer des conditions propices au développement de la corruption. Lorsque les gens ont du mal à trouver du travail, ils peuvent être plus disposés à prendre part à des activités de corruption, comme accepter des pots-de-vin ou participer à des activités illicites, afin d'obtenir de revenu pour répondre aux besoins. D'autre part, la corruption peut également contribuer à l'augmentation du chômage en créant un environnement commercial injuste où seules certaines entreprises ou personnes peuvent réussir. Cela peut conduire à un manque d'opportunités d'emploi pour de nombreuses personnes. En conséquence, une évolution positive de l'indice fait diminuer le taux de chômage.

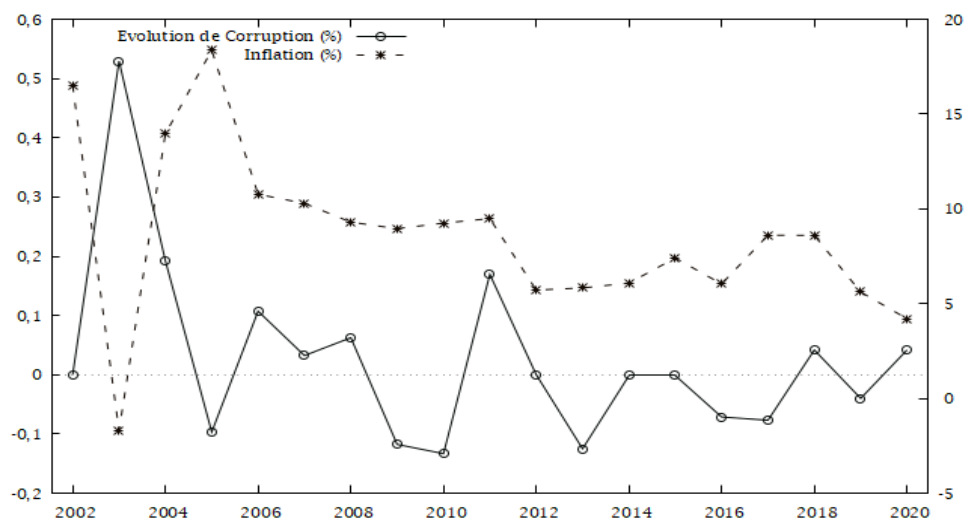


Figure 4. Inflation et Evolution de l'IPC (Source : Calcul des auteurs à partir des données de WDI et Transparency International)

On souhaite estimer que la corruption puisse entraîner une hausse de l'inflation en augmentant le coût des affaires et en détournant les ressources économiques des utilisations productives vers des activités de recherche de rente. Il peut en résulter une mauvaise affectation des ressources et une baisse de la productivité économique globale, ce qui peut à son tour entraîner une hausse des prix et de l'inflation. De plus, la corruption peut également nuire à l'efficacité de la politique monétaire d'un pays, rendant plus difficile la maîtrise de l'inflation par les responsables politiques. Par exemple, si des fonctionnaires corrompus sont en mesure de s'engager dans des activités qui augmentent la masse monétaire sans contrôle approprié, cela peut conduire à une augmentation du niveau global de l'inflation. Généralement, la relation entre la corruption et l'inflation est complexe et peut varier en fonction des circonstances spécifiques d'un pays ou d'une économie donnée. Toutefois, on s'attend à ce que l'évolution positive de l'indice de perception de corruption cause une baisse du taux d'inflation et contribue d'une autre façon à la stabilité des prix.

2.2. Données

Les données fournies par l'indice de perception de corruption sont différentes au fil de temps. De ce fait, notre analyse empirique pourrait être biaisée car l'échelle d'évaluation de cet indice n'est pas identique. L'ancienne version (avant 2012) l'échelle est comprise à 0 à 10 alors que l'actuelle version de l'indice (à partir de l'année 2012) est comprise entre 0 à 100.

Pour éviter ce biais et afin d'obtenir des données exploitables à partir de ces deux catégories d'indices, nous avons découpé en deux groupes les données, pour la période entre l'intervalle [2002 ; 2011], et [2012 ; 2022]. Nous avons calculé le taux d'évolution ou la croissance de

l'indice. Le taux d'évolution de la corruption s'interprète comme suit : la corruption s'améliore si la variation relative est positive et vice versa. Par conséquent, nous n'allons plus raisonner en termes d'échelle mais plutôt en termes de pourcentage comme toutes les autres variables objet de notre étude, notamment, le taux d'inflation, le taux de chômage, le taux de croissance du PIB par habitant, le taux de croissance du revenu par habitant.

Tableau 1. Liste des variables et sources des données

Variables	Effets attendus l'IPC	Source des données
<i>Evolution de Corruption</i>	(+) ou (-)	<i>Transparency International</i>
<i>Croissance du PIB/tête</i>	(+)	<i>WDI ou World Data Indicator</i>
<i>Croissances Revenu/tête</i>	(+)	<i>WDI ou World Data Indicator</i>
<i>Taux d'inflation</i>	(-)	<i>WDI ou World Data Indicator</i>
<i>Taux de chômage</i>	(-)	<i>WDI ou World Data Indicator</i>

Source : Auteurs

Pour le cas de Madagascar, les données concernant le l'indice de perception de corruption avant 2002 ne sont pas disponibles. C'est pour cette raison que nous avons exploité les données à partir de l'année 2002. Pour les variables macroéconomiques, les données sont issues de la base de données annuelles de la Banque Mondiale ou issue de WDI.

3. Modèle économétrique

3.1. Présentation du modèle

Le modèle que nous allons utiliser pour modéliser les relations à court et à long terme entre la corruption et les variables macroéconomiques qui ont été choisies est un modèle de VECM (*Vector Error Correction Model*).

Le modèle VECM est un modèle économétrique qui a été développé pour analyser les séries temporelles et les relations de cointégration entre les variables (*Johansen, 1988*). Le VECM est un modèle VAR à correction d'erreur dans lequel les écarts des variables sont des fonctions décalées des écarts. Il est principalement utilisé pour étudier les relations de long terme entre les variables, et il peut être utile pour prévoir les tendances futures.

Les avantages du modèle VECM sont qu'il permet de modéliser la dynamique des séries temporelles en prenant en compte les relations de cointégration entre les variables. De plus, il permet de corriger les erreurs à court terme qui peuvent affecter les relations à long terme entre les variables. Le modèle VECM est également très flexible, ce qui signifie qu'il peut être utilisé

pour modéliser différents types de relations économiques.

Toutefois, il y a aussi des limites au modèle VECM. L'une des principales limites est qu'il est sensible aux spécifications du modèle, en particulier à la spécification du nombre de relations de cointégration. *Johansen (1988)* s'intéresse à la cointégration, qui est une propriété statistique de deux ou plusieurs séries temporelles qui indique qu'elles sont liées de manière stable à long terme, malgré les fluctuations à court terme. Il a une méthode pour tester l'existence de cointégration dans un système de variables et pour estimer les vecteurs de cointégration en utilisant des modèles de correction d'erreur à correction séquentielle. Il décrit également la distribution asymptotique de plusieurs tests statistiques pour les vecteurs de cointégration, tels que le test de racine unitaire.

3.2. VECM sans variable exogène

Le modèle VECM (Vector Error Correction Model) qui est une extension du modèle VAR (Vector Autoregression) permet de modéliser des séries chronologiques co-intégrées. Le modèle VECM qui ne tient pas compte d'autres variables exogènes prend la forme générale suivante,

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où :

Y_t est un vecteur de variables endogènes observées à l'instant t

ΔY_t est la variation de Y_t par rapport à son niveau à l'instant $t - 1$

Π est une matrice de coefficients à long terme, qui mesure la vitesse de retour à l'équilibre après un choc

Γ_i est une matrice de coefficients à court terme pour $i = 1, \dots, p - 1$, qui mesure la dynamique à court terme des variables endogènes

p est le nombre de retards inclus dans le modèle

ε_t est un terme d'erreur blanc gaussien qui suit une loi normale multivariée avec une matrice de variance-covariance Σ .

L'équation (1), peut prendre sous forme matricielle

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (2)$$

où:

Δy_t est un vecteur $n \times 1$ des variations des variables endogènes à l'instant t ,

y_{t-1} est un vecteur $n \times 1$ des variables endogènes à l'instant $t - 1$,

Π est une matrice ($n \times n$) des coefficients de correction d'erreur à long terme,

Γ_i est une matrice ($n \times n$) des coefficients de court terme pour la i -ème différence de Δy_t , $i = 1, \dots, p - 1$,

ϵ_t est un vecteur $n \times 1$ d'erreurs aléatoires à l'instant t .

Le résultat d'estimation théorique de l'équation (2) permet d'écrire

$$\Delta \hat{y}_t = \hat{\Pi} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \hat{\Gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\epsilon}_t \quad (3)$$

où:

$\Delta \hat{y}_t$ est un vecteur $n \times 1$ des variations prédites des variables endogènes à l'instant t ,

$\hat{\Pi}$ est une matrice ($n \times n$) des coefficients de correction d'erreur à long terme estimés,

$\hat{\Gamma}_i$ est une matrice ($n \times n$) des coefficients de court terme pour la i -ème différence de Δy_t estimés, $i = 1, \dots, p - 1$,

$\hat{\epsilon}_t$ est un vecteur $n \times 1$ d'erreurs aléatoires estimées à l'instant t .

En, effet, l'équation (2) peut être reformulée comme suit :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (4)$$

Le modèle VECM est alors composé d'un système d'équations économétriques qui décrit la relation entre les variables co-intégrées. Chaque équation est un modèle de correction d'erreur qui représente l'ajustement à court terme entre les variables. Les équations économétriques du modèle VECM sont basées sur la méthode de correction d'erreur. Cette méthode consiste à rééquilibrer les variables co-intégrées vers leur équilibre à long terme après qu'une perturbation se soit produite.

3.3. Méthode d'estimation

Pour estimer ce modèle, on peut appliquer la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

On empile les observations pour former des matrices:

$$\Delta Y = [\Delta Y_p \ \Delta Y_{p+1} \ \vdots \ \Delta Y_T], \ Y_{-1} = [Y_{p-1} \ Y_p \ \vdots \ Y_{T-1}], \ X = [X_p \ X_{p+1} \ \vdots \ X_T]$$

On empile également les matrices $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$ pour former une matrice Z_t de taille $(T - p) \times np$, avec

$$Z_t = \begin{bmatrix} \Delta y'_{p+1} & \Delta y'_p & \dots & \Delta y'_2 & \Delta y'_1 \\ \Delta y'_{p+2} & \Delta y'_{p+1} & \dots & \Delta y'_3 & \Delta y'_2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \Delta y'_{T-1} & \Delta y'_{T-2} & \dots & \Delta y'_{T-p+2} & \Delta y'_{T-p+1} \end{bmatrix}$$

où chaque $\Delta y'_t$ est un vecteur ligne de taille n contenant les différences des variables de la période t et de la période $t - 1$. Ainsi, $\Delta y'_t = [\Delta y_{1,t}, \Delta y_{2,t}, \dots, \Delta y_{n,t}]$.

On peut alors écrire le modèle sous forme matricielle:

$$\Delta Y = Y_{-1}\Pi' + Z\Gamma' + X\beta' + \varepsilon \quad (8)$$

où Π' , Γ' et β' sont les matrices de coefficients empilées sous forme de vecteurs.

Les coefficients de régression $\hat{\beta}$ peuvent être estimés en résolvant le système d'équations normales:

$$(Y'_{-1}Y_{-1})\hat{\beta} = Y'_{-1}(\Delta Y - Z\Gamma') \quad (9)$$

Ensuite, on peut estimer les autres coefficients à partir de $\hat{\beta}$ en résolvant les équations suivantes:

$$\hat{\Pi} = (\hat{\beta}'Y_{-1})(Y'_{-1}Y_{-1})^{-1}, \hat{\Gamma} = (Z'Z)^{-1}Z'(\Delta Y - X\hat{\beta}) \quad (10)$$

La variance de l'estimateur des coefficients est donnée par:

$$\text{Var}(\hat{\theta}) = \sigma^2(X'X)^{-1}$$

où σ^2 est l'estimation de la variance résiduelle et $(X'X)^{-1}$ est l'inverse de la matrice de covariance de X . Cela signifie que plus les variables sont corrélées, plus la variance de l'estimateur des coefficients sera élevée, ce qui peut conduire à une instabilité de l'estimation. En principe, une grande variance de l'estimateur indique une incertitude plus élevée sur les valeurs des coefficients estimés.

3.4. Test de Johansen

Soit un système de n équations de régression linéaire avec r vecteurs de cointégration potentiels et p retards, tel que :

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (11)$$

où ΔY_t est un vecteur de taille $n \times 1$, Y_t est un vecteur de taille $(n + r) \times 1$, Π est une matrice de taille $n \times (n + r)$ qui lie les vecteurs de cointégration à la série temporelle, Γ_i sont des matrices de taille $n \times n$ et ε_t est un vecteur de bruit blanc de taille $n \times 1$.

Le test de Johansen est un test statistique utilisé pour déterminer s'il existe une relation de cointégration entre plusieurs séries chronologiques. Il permet de déterminer si les séries ont une tendance commune à long terme.

Le test de Johansen est basé sur deux statistiques de test : la statistique de trace et la statistique maximale.

La statistique de trace est donnée par :

$$\Lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

La statistique maximale est donnée par :

$$\Lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1} - \hat{\lambda}_{r+2} - \dots - \hat{\lambda}_n) \quad (13)$$

où T est le nombre d'observations, n est le nombre de variables endogènes, r est le nombre de relations de cointégration et $\hat{\lambda}_i$ est la i-ème valeur propre estimée de la matrice des résidus de la régression VAR.

Ces deux statistiques sont utilisées pour tester l'hypothèse nulle de l'existence d'au plus r relations de cointégration contre l'hypothèse alternative qu'il existe plus de r relations de cointégration. La décision est basée sur la comparaison des valeurs observées de ces statistiques avec les valeurs critiques tabulées dans les tables de Johansen. Si les valeurs observées dépassent les valeurs critiques, l'hypothèse nulle est rejetée et il est conclu qu'il y a plus de r relations de cointégration. Sinon, l'hypothèse nulle est acceptée et il est conclu qu'il y a au plus r relations de cointégration. Il est important de noter que le test de Johansen permet de tester plus d'une relation de cointégration et est donc plus général que le test d'Engle-Granger, qui est basé sur un seul vecteur de cointégration.

4. Résultats et Discussions

4.1. Résultats descriptifs

Le tableau ci-après récapitule et décrit les caractéristiques clés de l'ensemble de données. Il donne un aperçu rapide des tendances centrales, de la dispersion et de la forme de la distribution des données. Les résultats descriptifs nous communiquent les principales caractéristiques de nos variables étudiées.

Tableau 2 : Résultats descriptifs

	Evolution Corruption	Croissance PIB/tête	Croissance Revenu/tête	IDE/PIB	Taux d'inflation	Taux du chômage
Obs	19	19	19	19	19	19
mean	0.03	-0,01	-0.00	4.90	8.59	2.73
Std	0.15	0.05	0.07	3.64	4.48	1.33
min	-0.13	-0.15	-0.17	0.20	-1.70	0.60
25%	-0.07	-0.01	-0.02	2.80	5.93	1.81
50%	0.00	0.01	0.01	4.50	8.61	2.47
75%	0.05	0.02	0.02	7.05	9.89	3.71
max	0.53	0.07	0.12	13.45	18.36	5.35

Observations 2002 – 2020 (Source : Auteurs)

Ce résultat descriptif indique que l'indice de la corruption évolue en moyenne de 3% sur la période considérée. L'écart-type de 15% montre que cette variable a varié de manière assez importante sur la période 2002-2020, avec des écarts assez élevés par rapport à la moyenne. Le taux de croissance du PIB par tête à Madagascar est relativement stable et faible pendant la période considérée, avec des pics allant de -15% à 7%. Le taux de croissance du Revenu/tête à Madagascar est une mesure de l'augmentation du revenu par personne d'une année sur l'autre. La moyenne de cette variable est de 0% ce qui signifie qu'en moyenne, le revenu par personne n'a pas augmenté, ni diminué au cours de la période considérée (2002-2020). Cependant, il y a eu de la variabilité autour de cette moyenne, comme en témoignent la déviation standard de 7% et les valeurs minimale et maximale de -17% et 12% respectivement.

En moyenne, l'IDE représente 4.9% du PIB. Cette variable se situe entre 2,8% et 7,05%, mais pendant la période considérée, on observe des pics aussi bas que 0,20% et aussi hauts que 13.45%. Le taux d'inflation moyen durant la période considérée est de 8,59%. L'écart-type de 4,48% indique que les taux d'inflation varient de manière relativement significative par rapport à la moyenne. Cela peut signifier que le taux d'inflation est sensible aux différents chocs et qu'il peut fluctuer significativement d'une période à l'autre. Les valeurs de 25%, 50% et 75% (quartiles) indiquent que la moitié des taux d'inflation de pour la période étudiée sont inférieurs ou égaux à 8,61% (médiane). Cela peut signifier que la plupart des taux d'inflation sont relativement proches de la moyenne.

Le taux de chômage moyen sur la période 2002-2020 est de 2,73%. Le taux de chômage le plus bas sur la période (0,60%) est inférieur à la moyenne. Cela peut indiquer que certains groupes de population ont des taux de chômage relativement faibles ou que certaines régions ou secteurs économiques ont des taux de chômage relativement bas sur cette période. Le taux de chômage

le plus élevé sur la période considérée (5,35%) est supérieur à la moyenne. Cela peut signifier que certains groupes de population ont des taux de chômage relativement élevés ou que certaines régions ou secteurs économiques ont des taux de chômage relativement élevés sur cette période.

4.2. Résultats économétriques

Compte tenu du nombre insuffisant d'observations, nous n'avons pas pu regrouper toutes les variables en un seul modèle. Afin de mieux obtenir des résultats interprétables, on procède à étudier les impacts de la corruption sur les variables macroéconomiques. De ce fait, on construit des modèles qui lient i) le Revenu/tête, le PIB/tête, et l'IPC, ii) l'Inflation, le Chômage, et l'IPC. Pour chaque modèle, on cherche dans un premier le nombre optimal de « lags » ou le retard optimal et puis de voir si les modèles sont bien spécifiés et quels types de modèles représentent mieux la réalité.

4.2.1. Modèle Revenu/Tête, PIB/tête et Indice de Perception du Corruption

5.2.1.1. Décalage optimal.

Le tableau 3 présente les mesures de trois critères d'information : le critère d'Akaike (AIC), le critère bayésien de Schwartz (BIC) et le critère d'Hannan-Quinn (HQC). Ces critères sont utilisés pour évaluer différents modèles et aider à choisir le meilleur modèle.

Tableau 3 : Retard optimal du modèle VAR

Retards	Log-Vrais	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	87,25714		-9,407143	-8,743822	-9,377471
2	99,06276	0,00496	-9,757845	-8,338136	-9,705919
3	108,29392	0,03017	-9,786740*	-8,338136	-9,712559*

Source : Calcul des auteurs

Le tableau 3 fournit les résultats du choix de retard d'un système VAR (Vector Autoregression) avec un ordre maximum de retard de 3. Les critères d'information AIC, BIC et HQC sont utilisés pour évaluer différents modèles VAR avec des ordres différents, afin de sélectionner celui qui convient le mieux aux données. Dans ce tableau, chaque ligne correspond à un ordre de retard différent. Les colonnes montrent les valeurs du log-vraisemblance, de la statistique de test p(LR) (qui teste si le modèle est significatif), de l'AIC, du BIC et du HQC. Les astérisques indiquent les valeurs les plus basses pour chaque critère, ce qui suggère que le modèle VAR avec deux retards est le meilleur modèle pour ces données. Ainsi, les résultats indiquent que le modèle avec un retard de 1 (VAR(1)) a une valeur de log-vraisemblance de 87,25714. Toutefois, ce modèle est rejeté par le test de rapport de vraisemblance, car la p-valeur est de -

9,407143, ce qui suggère que le modèle VAR(2) est significativement meilleur que VAR(1). Le modèle VAR(2) a une valeur de log-vraisemblance de 99,06276, avec une p-valeur de 0,00496 pour le test de rapport de vraisemblance par rapport au modèle VAR(1). Cela indique que le modèle VAR(2) est significativement meilleur que le modèle VAR(1). Le modèle VAR(3) a la meilleure valeur de AIC et de HQC, mais il est rejeté par le test de rapport de vraisemblance par rapport au modèle VAR(2) car la p-valeur est de 0,03017, ce qui suggère que le modèle VAR(2) est toujours significativement meilleur que VAR(3). En conclusion, le modèle VAR(2) est le meilleur modèle selon les critères d'information considérés ici.

5.2.1.2 Essai d'estimation d'un modèle VAR(2) Revenu/tête – PIB/tête – Corruption

Tableau 4 : Résultat de régression modèle VAR(2)

Variable endogène	Variables exogènes	Coefficient	Erreur Std	t Student	p. critique	
Revenu/tête (Eq1)	const	0,00325621	0,0166158	0,1960	0,8486	R ² : 0,091489
	inc_percapita_(-1)	-0,293226	0,591565	-0,4957	0,6308	R ² ajusté : -0,4536
	inc_percapita_(-2)	-0,276421	0,527309	-0,5242	0,6116	Fisher : 0,167837
	gdp_percapita_(-1)	0,0539931	1,07482	0,05023	0,9609	P. critique (F) :
	gdp_percapita_(-2)	0,0680632	1,01489	0,06706	0,9479	0,979786
	ipc_evo_(-1)	0,00502477	0,138443	0,03629	0,9718	
	ipc_evo_(-2)	-0,00425567	0,137910	-0,03086	0,9760	
PIB/tête (Eq2)	const	-0,00227684	0,00942621	-0,2415	0,8140	R ² : 0,293594
	inc_percapita_(-1)	0,253651	0,335597	0,7558	0,4672	R ² ajusté : -0,1302
	inc_percapita_(-2)	-0,361817	0,299145	-1,210	0,2543	Fisher : 0,692693
	gdp_percapita_(-1)	-0,485579	0,609750	-0,7964	0,4443	P. critique (F) :
	gdp_percapita_(-2)	0,644546	0,575749	1,119	0,2891	0,661558
	ipc_evo_(-1)	0,0507735	0,0785392	0,6465	0,5325	
	ipc_evo_(-2)	0,0401268	0,0782370	0,5129	0,6192	
IPC corruption (Eq1)	const	0,00513954	0,0214587	0,2395	0,8155	R ² : 0,568369
	inc_percapita_(-1)	-1,23523	0,763986	-1,617	0,1370	R ² ajusté : 0,3093
	inc_percapita_(-2)	-1,02509	0,681001	-1,505	0,1632	Fisher : 2,194660
	gdp_percapita_(-1)	2,89999	1,38809	2,089	0,0632*	P. critique (F) :
	gdp_percapita_(-2)	-0,984957	1,31069	-0,7515	0,4697	0,130154
	ipc_evo_(-1)	0,174815	0,178794	0,9777	0,3513	
	ipc_evo_(-2)	-0,0889034	0,178106	-0,4992	0,6285	

Source : Calcul des auteurs

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

La régression VAR indique une faible qualité de l'ajustement pour les trois variables endogènes.

Les déterminants de la matrice de covariance étant très faibles, cela suggère que les variables ne sont pas bien expliquées par le modèle.

D'une manière globale, la régression VAR(2) ne semble pas être un bon modèle pour expliquer les relations entre ces variables et les coefficients de régression ne sont pas significatifs pour la plupart des variables. Cela suggère que le modèle doit être ajusté pour mieux comprendre les relations entre les variables.

5.2.1.3 Essai d'estimation par un modèle VECM

Les résultats d'estimation du modèle VECM pour les variables Revenu/tête, PIB/tête, et l'IPC sont récapitulés dans les tableaux ci-après :

Tableau 5 : Résultat d'Estimation du modèle VECM

Variables		Vecteur cointégrant	Ecart type	Vecteur d'ajustement		
Croiss Revenu/tête		1,0000	0,00000	-0,97511		
Croiss PIB/tête		-1,0685	0,29295	-0,095675		
IPC évolution		0,24990	0,051925	-3,4258		

Equation	Variables exogènes	Coefficient	Erreur Std	t-Student	p. critique	
Croiss Revenu/tête (Eq1)	Const	-0,00374265	0,0163847	-0,2284	0,8232	R ² : 0,542001
	d_income_percapita_1	0,000309838	0,326040	0,0009503	0,9993	R ² ajust : 0,389335
	d_gdp_per_capita__1	-0,600674	0,765249	-0,7849	0,4477	DW : 2,097798
	d_corruption_evolution_1	0,103910	0,125879	0,8255	0,4252	
	EC1	-0,975115	0,449764	-2,168	0,0510*	
Croiss PIB/tête (Eq2)	Const	-0,00660134	0,00926987	-0,7121	0,4900	R ² : 0,389094
	d_income_per_capita_1	0,370389	0,184462	2,008	0,0677*	R ² ajust : 0,185458
	d_gdp_per_capita__1	-1,14995	0,432951	-2,656	0,0209**	DW : 1,881481
	d_corruption_evolution_1	0,0176129	0,0712181	0,2473	0,8088	
	EC1	-0,0956753	0,254461	-0,3760	0,7135	
IPC évolution (Eq3)	Const	0,00281517	0,0199935	0,1408	0,8904	R ² : 0,831123
	d_income_per_capita_1	1,62155	0,397853	4,076	0,0015***	R ² ajust : 0,774831
	d_gdp_per_capita_1	0,130914	0,933800	0,1402	0,8908	DW : 2,051301
	d_corruption_evolution_1	0,107269	0,153605	0,6983	0,4983	
	EC1	-3,42579	0,548827	-6,242	0,0000431***	

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

Mesure	Valeur
Log Vraisemblance	98,114899
Déterminant de la matrice covariance	0,000000001947
AIC	-9,0723
BIC	-8,0431
HQC	-8,9700

Source : Calcul des auteurs

Les résultats montrent que les trois variables (la croissance du revenu par habitant, la croissance du PIB par habitant et l'évolution de l'indice de perception de la corruption) sont intégrées à un rang de 1, ce qui implique qu'il existe une relation à long terme entre elles. Les vecteurs cointégrants sont donnés par la beta et les vecteurs d'ajustement sont donnés par l'alpha. La log-vraisemblance est de 98,114899, ce qui indique que le modèle est assez bien ajusté aux données. En ce qui concerne les équations de régression, la croissance du revenu par habitant est significativement corrélée à la variation de l'évolution de l'indice de corruption et à la tendance de la croissance du revenu par habitant dans la période précédente. La croissance du PIB par habitant est corrélée positivement avec la croissance du revenu par habitant dans la période précédente, tandis qu'elle est corrélée négativement avec la tendance de la croissance du PIB

par habitant dans la période précédente. L'évolution de la corruption est significativement corrélée avec la tendance de la croissance du revenu par habitant et la tendance de la croissance du PIB par habitant dans la période précédente.

En termes de diagnostics, les valeurs de R^2 et R^2 ajusté sont relativement élevées pour l'équation 3, indiquant que ce modèle est relativement bien ajusté aux données. Cependant, les valeurs de R^2 et R^2 ajusté sont relativement faibles pour les équations 1 et 2, ce qui peut indiquer que ces modèles ne sont pas aussi bien ajustés aux données. Les valeurs de Durbin-Watson sont toutes supérieures à 1,5, ce qui indique qu'il n'y a pas d'autocorrélation sérielle dans les résidus.

On observe également que Cela signifie que la croissance du revenu par tête est significativement liée à l'évolution de l'indice de perception de la corruption (dans le modèle n°03). Plus spécifiquement, une unité d'augmentation de la variable de la croissance du revenu par tête est associée à une augmentation de 1,62155 unités de l'évolution de l'IPC de la croissance. En clair, la hausse du revenu par tête fait améliorer le niveau de la lutte contre la corruption ou bien fait reculer la corruption. La valeur t-student élevée (4,076) et la faible valeur p (0,0015) indiquent que cette relation est statistiquement significative.

5.2.1.4 Réponse aux chocs

Les résultats ci-après montrent les réponses des variables de croissance du PIB par habitant et d'évolution de la corruption à un choc d'un écart-type de croissance du revenu par habitant, de croissance du PIB par habitant et d'évolution de la corruption.

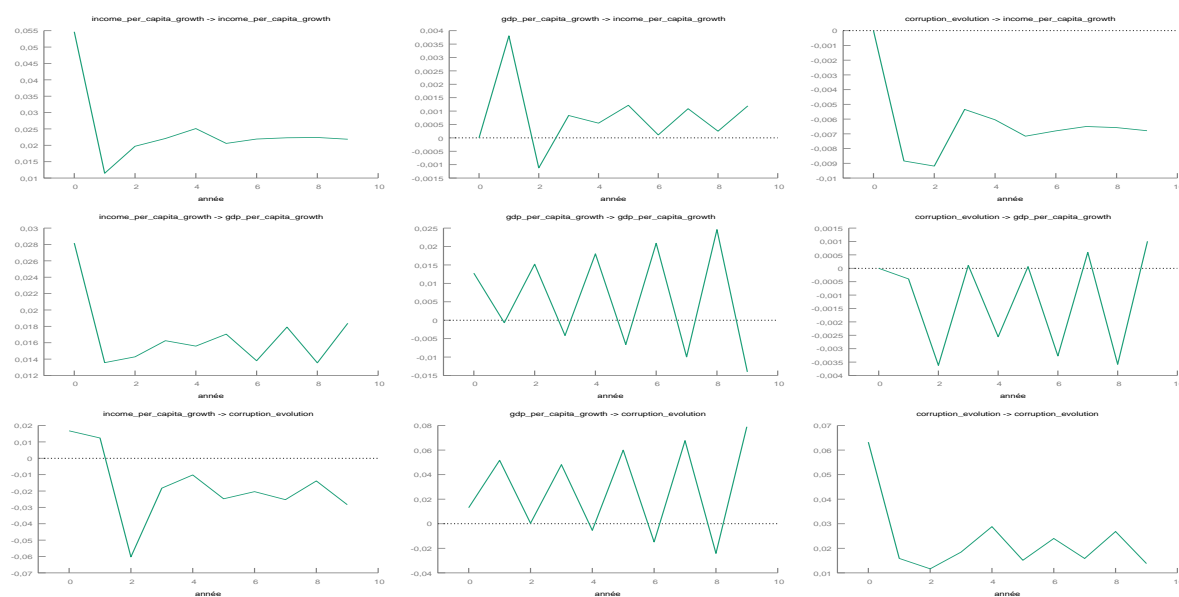


Figure 5. Réponse impulsionnelle au choc (Revenu/tête, Pib/tête, Corruption)

Source : Auteur

Réponses à un choc d'un écart-type de la croissance du Revenu/tête

Les résultats montrent la réponse du PIB par habitant et de l'évolution de l'indice de perception de la corruption aux chocs d'un écart-type de la croissance du revenu par habitant. Pour le PIB par habitant, on observe une réponse positive aux chocs de la croissance du revenu par habitant. Cela signifie que lorsque le revenu par habitant augmente d'un écart-type, le PIB par habitant augmente également, ce qui indique une corrélation positive entre la croissance économique et la croissance du revenu par habitant. Pour l'évolution de l'indice de perception de la corruption, on observe une réponse négative aux chocs de la croissance du revenu par habitant. Cela suggère que lorsque le revenu par habitant augmente d'un écart-type, l'évolution de la corruption diminue, ce qui implique une corrélation négative entre la croissance économique et l'évolution de la corruption. Il est important de noter que ces résultats ne prouvent pas une relation de causalité, mais simplement une corrélation entre les variables étudiées.

Réponses à un choc d'un écart-type de la croissance du PIB par habitant,

On peut constater que, dans la période 1, la variation de la croissance du PIB par habitant n'a pas d'impact sur la variation des autres variables. Toutefois, dans la période 2, on observe une baisse de l'indicateur de perception de la corruption et une hausse de l'indicateur de la croissance du revenu par tête. Dans la période 3, l'indice de perception de la corruption ne varie pratiquement pas, tandis que l'indicateur la croissance du revenu par tête augmente. Dans les périodes suivantes, on constate des variations des trois indicateurs, mais il n'y a pas de comportement systématique.

Réponses à un choc d'un écart-type de l'évolution de la corruption,

On observe que les variations de l'indice de perception corruption ont un effet sur toutes les variables de réponse étudiées. En effet, une augmentation d'un écart-type de la corruption entraîne une augmentation de la croissance du PIB par habitant pour les périodes 2, 4, 7 et 10, tandis qu'une diminution de l'indice de perception de corruption a un effet positif sur la croissance du PIB par habitant pour les périodes 3, 5, 6, 8 et 9. En revanche, l'effet sur la croissance du revenu par habitant est plus mitigé, avec des effets positifs pour les périodes 1, 3, 4, 8 et 10, et des effets négatifs pour les périodes 2, 5, 6, 7 et 9.

Tableau 6 : Résultats de test de cointégration

Rang	Valeur propre	Test de la Trace	p. critique	Test Lmax	p. critique
0	0,84634	42,172	[0,0009]	31,841	[0,0006]
1	0,31317	10,331	[0,2607]	6,3864	[0,5714]
2	0,20708	3,9445	[0,0470]	3,9445	[0,0470]

Source : Calcul des auteurs

Le test de la trace indique qu'il y a au moins une relation de cointégration dans le système économétrique étudié, alors que le test Lmax ne permet pas de conclure. Le rang de cointégration est égal à 0, ce qui signifie qu'il y a une relation de cointégration entre les variables. La valeur propre associée est égale à 0,84634 pour le premier rang, ce qui indique que la première relation de cointégration est relativement forte. Les deux autres valeurs propres sont inférieures à 1, ce qui indique qu'il n'y a pas d'autres relations de cointégration dans le système. La correction pour la taille de l'échantillon indique que les seuils de significativité pour les tests de la trace et Lmax sont plus stricts, mais les résultats n'en sont pas affectés : il y a une relation de cointégration entre les variables.

4.2.2. Modèle Chômage, Inflation, Corruption

4.2.2.1. Choix du décalage

Tableau 7 Retard optimal du modèle

Retards	Log-Vrais	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	-29,70023		5,212528	5,791970	5,242200
2	-7,97467	0,00000	3,621834*	4,635857*	3,673760*
3	0,14694	0,06197	3,731633	5,180237	3,805813

Source : Calcul des auteurs

Pour l'ordre de retard 2, on observe que les valeurs des critères d'Akaike, de Schwartz et d'Hannan-Quinn sont minimales, indiquant que ce modèle est préférable à celui avec un ordre de retard 1. Le log de vraisemblance est également beaucoup plus faible pour l'ordre 2 que pour l'ordre 1, ce qui suggère que le modèle avec un ordre de retard 2 est plus performant que celui avec un ordre de retard 1. Cependant, pour l'ordre de retard 3, on observe une augmentation de la vraisemblance par rapport à l'ordre 2, mais une augmentation significative de la complexité du modèle (trois retards au lieu de deux), ce qui se reflète dans l'augmentation des critères d'information. Ainsi, il n'est pas évident que l'ajout d'un retard supplémentaire améliore suffisamment la qualité du modèle pour justifier sa complexité accrue. Dans l'ensemble, ces résultats indiquent que le modèle VAR avec un ordre de retard maximal de 2 est le meilleur choix, car il fournit une performance de modélisation acceptable tout en étant relativement simple.

4.2.2.2. Essai d'estimation du modèle VAR(2)

Tableau 8 : Résultat de régression VAR(2) : Chômage Inflation Corruption

Variable endogène	Variables exogènes	Coefficients	Écartstypes	t-student	p-critique	
Taux du chômage (Eq1)	const,	0,339599	0,355666	0,9548	0,3622	R2 : 0,909420
	unempl_(-1)	1,17106	0,154459	7,582	0,0000188***	R2 ajusté : ajusté
	unempl(-2)	-0,740097	0,174319	-4,246	0,0017***	F(6, 10) :
	infl(-1)	-0,0016341	0,0352144	-0,04641	0,9639	16,73319
	infl(-2)	0,116587	0,0282209	4,131	0,0020***	P. critique
	IPC(-1)	-0,493973	1,04146	-0,4743	0,6455	(F) : 0,000109
	IPC(-2)	3,74811	0,903858	4,147	0,0020***	
Taux d'inflation (Eq2)	const,	4,34192	1,72952	2,510	0,0309**	R2 : 0,794199
	unempl_(-1)	1,89282	0,751100	2,520	0,0304**	R2 ajusté : 0,6707
	unempl(-2)	-0,655404	0,847673	-0,7732	0,4573	F(6, 10) :
	infl(-1)	0,182880	0,171240	1,068	0,3106	6,431786
	infl(-2)	-0,0795936	0,137232	-0,5800	0,5748	P. critique
	IPC(-1)	8,11771	5,06439	1,603	0,1400	(F) : 0,005328
	IPC(-2)	9,16933	4,39526	2,086	0,0635	
IPC corruption (Eq1)	const,	-0,118938	0,0881192	-1,350	0,2069	R2 : 0,338040
	unempl_(-1)	0,0165489	0,0382685	0,4324	0,6746	R2 ajusté :
	unempl(-2)	0,0108779	0,0431889	0,2519	0,8062	0,059137
	infl(-1)	0,00022650	0,00872465	0,02596	0,9798	F(6, 10) :
	infl(-2)	0,00533094	0,0069919	0,7624	0,4634	0,851107
	IPC(-1)	0,0184624	0,258030	0,07155	0,9444	P. critique
	IPC(-2)	-0,189619	0,223938	-0,8467	0,4169	(F) : 0,559800

Source : Calcul des auteurs sur Gretl

Les résultats d'estimation montrent que l'équation de régression pour le taux de chômage est significative avec un R2 de 0,91, tandis que l'équation pour le taux d'inflation est significative avec un R2 de 0,79. L'équation pour l'évolution de la corruption n'est pas significative. Les tests de Fisher d'absence de restriction montrent que la restriction de tous les retards pour les variables est valide sauf pour l'évolution de la corruption. En ce qui concerne les variables individuelles, on observe que l'évolution du taux de chômage est positivement corrélée à son propre taux de chômage retardé d'un trimestre, mais négativement corrélée au taux de chômage retardé de deux trimestres. Le taux d'inflation est positivement corrélé à son propre taux d'inflation retardé d'un trimestre, mais pas significativement corrélé à son taux d'inflation retardé de deux trimestres. L'évolution de la corruption est positivement corrélée à son propre taux d'évolution retardé de deux trimestres. Les statistiques de performance du modèle (AIC, BIC, HQC) indiquent que le modèle VAR avec un ordre de retard de 2 est préférable aux modèles avec un ordre de retard inférieur ou supérieur. Cela est également confirmé par les tests de Fisher d'absence de restriction qui montrent que toutes les variables à l'ordre de retard 2 sont statistiquement significatives pour la plupart des équations, sauf pour quelques cas où les retards supérieurs ou inférieurs sont exclus.

4.2.2.3. Essai d'estimation du modèle VECM(2) Chômage Inflation Corruption

Tableau 9 : Résultat d'estimation VECM : Chômage Inflation Corruption

Variable	Beta (vecteurs cointégrants)	Alpha (vecteurs d'ajustement)			
Taux du chômage	1,0000 (0,00000)	-0,56895 0,10824			
Taux d'inflation	0,00000 (0,00000)	1,2356 -0,76963			
IPC Evolution	-14,857 (2,3049)	0,027321 0,013058			
Variable endogène	Variables exogènes	Coefficients	Écarts-types	t-student	p-critique
Taux du chômage (Eq1)	const	0,398008	0,201557	1,975	0,0739*
	d_unemployment~_1	0,728136	0,156846	4,642	0,0007***
	d_inflation_ra~_1	-0,114010	0,0241097	-4,729	0,0006***
	d_corruption_e~_1	-3,70775	0,842639	-4,400	0,0011***
	EC1	-0,568947	0,110231	-5,161	0,0003***
Taux d'inflation (Eq2)	const	3,23582	1,00848	3,209	0,0083***
	d_unemployment~_1	0,881907	0,784773	1,124	0,2850
	d_inflation_ra~_1	0,0307846	0,120632	0,2552	0,8033
	d_corruption_e~_1	-9,93364	4,21611	-2,356	0,038**
	EC1	1,23562	0,551538	2,240	0,0467**
IPC Evolution (Eq3)	const	-0,184219	0,0519008	-3,549	0,0046***
	d_unemployment~_1	0,00249009	0,0403877	0,06165	0,9519
	d_inflation_ra~_1	-0,00821161	0,00620822	-1,323	0,2128
	d_corruption_e~_1	0,144510	0,216979	0,6660	0,5191
	EC1	0,0273208	0,0283845	0,9625	0,3565
	EC2	0,0130581	0,00613628	2,128	0,0568*
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
Mesure	Valeur				
Log Vraisemblance	-13,919395				
Déterminant de la matrice covariance	0,0010322078				
AIC	4,1082				
BIC	5,1374				
HQC	4,2105				

Source : Calcul des auteurs

Les tableaux ci-dessus représentent les résultats d'estimation du modèle vecteurs d'erreur de correction (VECM) avec un ordre de retard de 2 et le rang de cointégration qui est de 2 et avec une constante sans restriction.

Le vecteur cointégrant montre que l'inflation est positivement associée à elle-même et que le taux de chômage est positivement associé à lui-même. La corrélation évolutive de l'IPC de la corruption, quant à elle, est négativement associée à la fois à l'inflation et au chômage.

L'équation 1 concerne le taux de chômage et les coefficients d'ajustement montrent que les variables ont un impact significatif sur le taux de chômage. Les variables les plus significatives

sont le chômage, l'inflation et la corruption. L'équation 2 porte sur l'inflation. Les résultats montrent que les écarts-types pour les variables indépendantes sont plus importants que ceux de l'équation 1. Les coefficients d'ajustement montrent que les variables indépendantes ont un impact significatif sur l'inflation. Les variables les plus significatives sont la corruption, la corrélation évolutive de la corruption et l'écart-type 1 du chômage. L'équation 3 représente la corrélation évolutive de la corruption. Les coefficients d'ajustement montrent que les variables indépendantes ont un impact significatif sur la corrélation évolutive de la corruption. Les variables les plus significatives sont l'écart-type 1 de la corrélation évolutive de la corruption et l'écart-type 2 de l'inflation.

Le log de vraisemblance est négatif (-13,919395), ce qui est attendu dans une estimation de vraisemblance maximale. Le déterminant de la matrice de covariance est de 0,0010322078, ce qui est également cohérent avec une estimation de vraisemblance maximale.

Les valeurs AIC, BIC et HQC sont toutes positives, indiquant que le modèle est adéquat pour les données. Les valeurs de R² pour chaque équation indiquent que les modèles sont appropriés pour les données, bien que l'équation 3 soit moins précise que les autres. Le Durbin-Watson pour chaque équation est proche de 2, ce qui suggère que les erreurs sont aléatoires et indiquent une absence d'autocorrélation.

Réponse aux chocs :

Réponses à un choc d'un écart-type du taux de chômage

On observe que le taux d'inflation augmente à la période 2, mais diminue ensuite progressivement jusqu'à la période 5, avant de remonter légèrement. Cette réponse suggère une relation négative entre le taux de chômage et le taux d'inflation. L'évolution de l'indice de perception de corruption diminue à la période 1, mais fluctue en suite autour de zéro sans tendance claire. Cette réponse suggère que le choc d'un écart-type de la variable taux du chômage n'a pas eu un effet significatif sur l'évolution de la corruption.

Le taux de chômage lui-même diminue à la période 3, mais ensuite augmente progressivement jusqu'à la fin des dix périodes. Cette réponse suggère que le choc initial de l'écart-type de la variable taux du chômage a un effet temporaire sur le taux de chômage, qui retrouve son niveau initial au fil du temps.

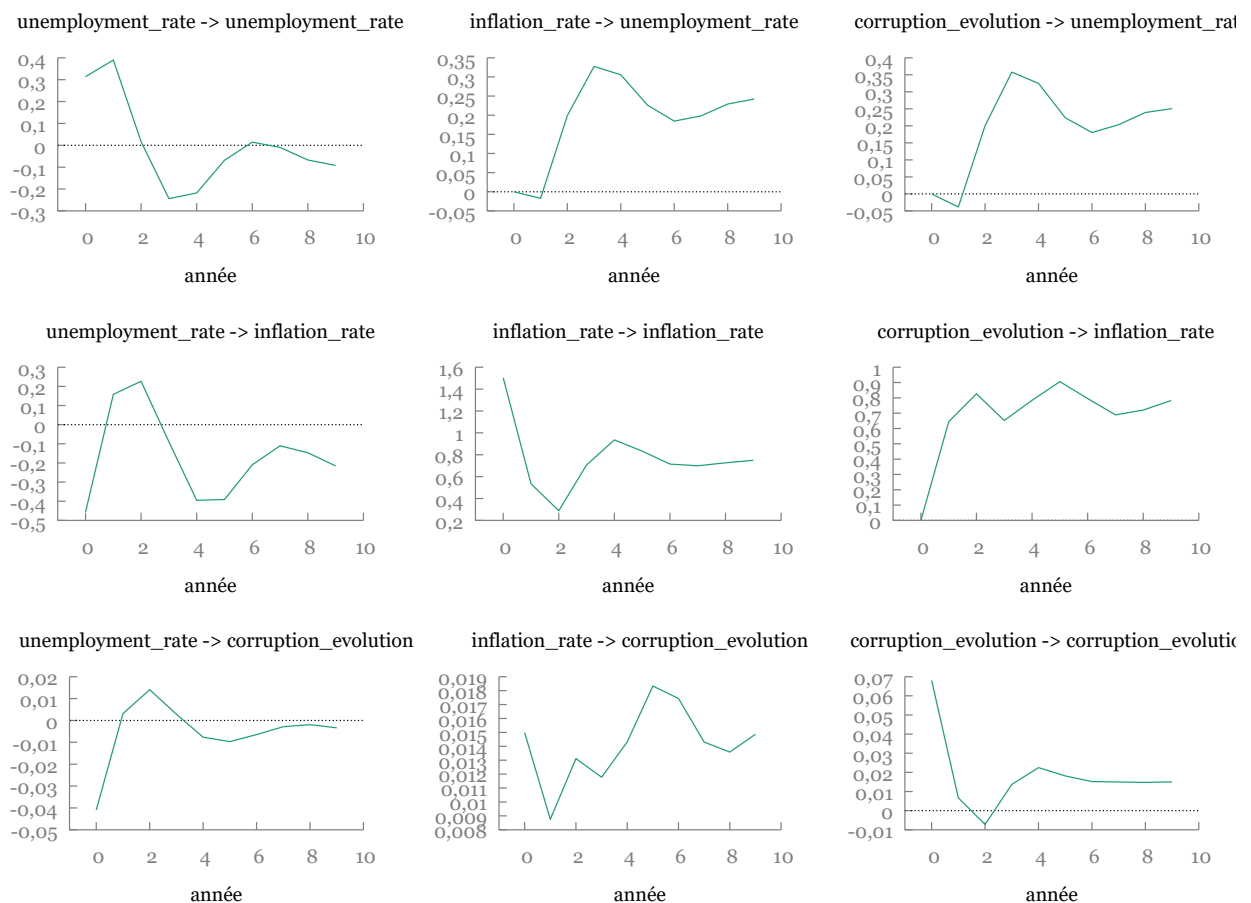


Figure 6. Réponse impulsionnelle au choc (Inflation, Chômage, Corruption)

Source : Auteurs

Réponses à un choc d'un écart-type du taux d'inflation

Lorsque l'inflation augmente d'un écart-type, les résultats montrent une augmentation de l'IPC de la corruption, ainsi qu'une augmentation de l'inflation elle-même. Les résultats suggèrent également que l'impact de l'inflation sur le taux de chômage est négligeable.

Réponses à un choc d'un écart-type de l'IPC de corruption

Ce résultat montre les réponses à un choc d'un écart-type de l'évolution de l'Indice de perception de la corruption. On peut voir que pour chaque période, il y a une variation dans les taux de chômage, d'inflation et d'évolution de l'IPC de la corruption en réponse à un tel choc. Plus précisément, l'effet sur le taux de chômage et le taux d'inflation semble relativement faible, tandis que l'effet sur l'IPC de la corruption est plus important.

4.3. Résultats de test de causalité entre les variables

L'analyse économétrique précédente montre qu'il existe une relation à long terme entre la croissance du revenu par habitant, la croissance du PIB par habitant et l'évolution de l'indice de perception de la corruption. Les réponses aux chocs suggèrent une corrélation positive entre la

croissance économique et la croissance du revenu par habitant, ainsi qu'une corrélation négative entre la croissance économique et l'évolution de la corruption. Les variations de l'indice de perception de corruption ont un effet sur toutes les variables de réponse étudiées. Toutefois, ces résultats ne prouvent pas une relation de causalité, mais simplement une corrélation entre les variables étudiées.

Ainsi, nous analysons les relations causales entre les variables étudiées. Pour ce faire, nous utilisons le test de Granger. L'étude de *Granger (1969)* porte sur l'utilisation de modèles économétriques et de méthodes de spectres croisés pour l'analyse des relations causales. Il propose un nouveau test statistique pour mesurer la causalité dans les séries temporelles, qui est connu sous le nom de test de causalité de Granger.

Tableau 10 : Matrice de causalité entre les variables

	IPC_corruption_X	PIB/tête_X	Revenu/tête_X	Chômage_X	Inflation_X
IPC_corruption_Y	1.0	0.0000	0.0841	0.0025	0.0
PIB/tête_Y	0.0	1.0000	0.0000	0.0960	0.0
Revenu/tête_Y	0.0	0.0040	1.0000	0.0002	0.0
Chômage_Y	0.0	0.0000	0.0000	1.0000	0.0
Inflation_Y	0.0	0.0406	0.2833	0.0000	1.0

Source : Auteurs

Les résultats du test de causalité de Granger sont calculés pour tous les décalages jusqu'à maxlag (dans notre cas, comme le nombre d'observation est 19, nous n'avons pas pu dépasser un décalage maximum de 5). En faisant une itération, le modèle donne des erreurs de calcul si le maxlage est au de-là de 5. Ainsi, la ligne dans la matrice est la réponse (Y) et les colonnes sont les séries de prédicteurs (X). La lecture de la matrice est comme suit : Si une valeur p donnée est inférieure au niveau de signification (0,05), alors, la série X correspondante (colonne) cause la série Y (ligne).

Par exemple, si nous prenons la valeur p de 0.0841 (supérieur à 0,05) qui (dans ligne 1, colonne 3), elle représente la valeur p de test de causalité de Grangers pour la variable croissance du revenu/tête_X ne causant pas l'évolution de l'indice de perception de corruption Y. Alors que la valeur 0.0 dans (ligne 3, colonne 1) fait référence à la valeur p de l'évolution de l'indice de Perception de la Corruption_X causant la croissance du Revenu/tête_Y.

Nous ne pouvons pas donc rejeter l'hypothèse nulle et conclure que la croissance du revenu par tête ne cause pas l'évolution de l'indice de perception de corruption. Autrement dit, la croissance du revenu par habitant ne permet pas d'améliorer l'indice de perception de corruption (ou encore la hausse du revenu par tête ne permet pas de combattre la corruption). L'inverse est

faux, car l'évolution positive de l'indice de perception de corruption (la baisse de la corruption) cause la hausse du revenu par habitant. (car $p = 0.000 < 0.05$) (ligne 3, colonne 1).

En regardant les valeurs p dans le tableau ci-dessus, nous pouvons observer que presque toutes les variables (séries temporelles) dans le système sont interchangeable et se causent les unes les autres sauf pour les cas suivants :

- ✓ le taux de chômage ne cause pas la croissance du PIB/tête ($p = 0.0960 > 0.05$) (ligne 2, colonne 4). Ce résultat est évident car plus il y a trop de chômeurs, moins il y n'y pas de production. Autrement dit, le taux de chômage permet de ralentir ou freiner la croissance du PIB/tête.
- ✓ la croissance du revenu/tête ne cause pas l'inflation ($0.2833 > 0.05$) (ligne 5 colonne 3).
- ✓ la croissance du revenu/tête ne cause pas l'amélioration de la corruption ($0.0841 > 0.05$) (ligne 1 colonne 3).

Pour notre variable d'intérêt "Corruption", on observe que

- l'évolution positive de l'indice de corruption cause la croissance du PIB/tête, cette causalité est dans un double sens.
- l'amélioration de la lutte contre la corruption cause la hausse du revenu/tête mais l'inverse est faux

Conclusion et implications politiques

Cette étude a permis de prouver qu'il existe une relation à long terme entre la croissance du revenu par habitant, la croissance du PIB par habitant et l'évolution de l'indice de perception de la corruption. Les réponses aux chocs suggèrent une relation positive entre la croissance du PIB/tête et la croissance du revenu par habitant, ainsi qu'une relation négative entre la croissance du PIB/tête et l'évolution de la corruption. Par ailleurs, les variations de l'indice de perception de corruption ont un effet sur toutes les variables de réponse étudiées. Toutefois, ces résultats ne prouvent pas une relation de causalité, mais simplement une corrélation entre les variables étudiées

En revanche, à partir du test de causalité que nous avons mené, le résultat montre que l'indice de Perception de Corruption est causalement lié au revenu par habitant et dans une moindre mesure au chômage et à l'inflation. Cela peut être interprété comme suit: une augmentation de la perception de la corruption a tendance à entraîner une hausse des revenus par habitant. Cela peut signifier que la corruption a un impact négatif sur l'économie. En d'autres termes, plus la corruption est perçue comme élevée, plus l'économie est susceptible de souffrir.

En termes d'implications politiques, nous pouvons suggérer que le gouvernement de Madagascar devrait prendre des mesures pour réduire la corruption, car cela peut contribuer à stimuler la croissance économique et à améliorer le bien-être de la population. Les politiques de transparence, de responsabilité et de lutte contre la corruption doivent être efficaces pour réduire la corruption et améliorer la confiance des citoyens dans les institutions gouvernementales.

BIBLIOGRAPHIE

- Cherif, M., Dreger, C. (2016). Institutional determinants of financial development in MENA countries. *Review of Development Economics*, 20(3), 670-680. <https://doi.org/10.1111/rode.12192>
- Delgado, M. S., McCloud, N., Kumbhakar, S. C. (2014). A generalized empirical model of corruption, foreign direct investment, and growth. *Journal of Macroeconomics*, 42, 298–316. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.09.007>
- Dusha, E. (2019). Persistent Inequality, Corruption, and Factor Productivity. The B.E. *Journal of Macroeconomics*, 19(2), 20180021. <https://doi.org/10.1515/bejm-2018-0021>
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987). Cointegration and Error-Correction : Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 64, pp. 813-836.
- Engstrom, I., Soto (2017), “Gouvernance et Corruption”, Document sur les Questions Générales, Rapport du FMI 17/224, <https://www.imf.org/~media/Files/Publications/CR/2017/French/cr17224f.ashx>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438
- Hamilton, J. D. (1994). Time series analysis. Princeton University Press.
- Huang, C. (2016). Is corruption bad for economic growth? Evidence from Asia-Pacific countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 35, 247-256. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2015.10.013>
- Ivanyna, M., Mourmouras, A., Rangazas, P. (2018). *The Macroeconomics of Corruption*. Springer Texts in Business and Economics. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-68666-0>
- Ivanyna, M., Mourmouras, A., & Rangazas, P. (2021). *The Macroeconomics of Corruption Governance and Growth*. Springer International Publishing., <https://doi.org/10.1007/978-3-030-67557-8>
- Johansen, S (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(23):231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)

- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Korniienko, M. V., Petrunenko, I. V., Yena, I. V., Pankratova, K. O., & Vozniakovska, K. A. (2020). Negative Effects of Corruption Offenses for the Country's Economy. *International Journal of Management*, 11(5).
- Malanski L., Póvoa, (2021), Economic growth and corruption in emerging markets: Does economic freedom matter?, *International Economics*, 166, 58-70 <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2021.02.001>
- Midoun, S. (2016). The algerian economy governed by black corruption: an empirical study from 2002 to 2015. *Studies and Scientific Researches. Economics Edition* (24).
- Moiseev, N.A., Mikhaylov, A.Y., Varyash, I., & Saqib, A.H. (2020). Investigating the relation of GDP per capita and corruption index. *Entrepreneurship and Sustainability Issues*, 8, 780-794. [https://doi.org/10.9770/jesi.2020.8.1\(52\)](https://doi.org/10.9770/jesi.2020.8.1(52))
- Mustapha, N. (2014). The impact of corruption on GDP per capita. *Journal of Eastern European and Central Asian Research (JEECAR)*, 1(2), 5-5.
- Obamuyi, T.M., & Olayiwola, S.O. (2019). Corruption and economic growth in India and Nigeria. *Journal of Economics and Management*, 35, 80 - 105. <https://doi.org/10.22367/jem.2019.35.05>
- Pinto, P. (2004). Credit and Corruption. Available at SSRN 523922. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.523922>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48 <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Stock, J. H., Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Ugur, M., & Dasgupta, N. (2011). Evidence on the economic growth impacts of corruption in low-income countries and beyond: a systematic review. *EPPI-Centre Social Science Research Unit, Institute of Education, University of London*, 1-134. https://assets.publishing.service.gov.uk/media/57a08ab3e5274a27b2000709/Corruption_impact_2011_Ugur_report.pdf
- Ventelou, B. (2003). La corruption dans un modèle de croissance : partis, réputation et choc. *Économie Publique/Public Economics*, (10). <https://doi.org/10.4000/economiepublique.534>