

Avant-Propos

La Banque de la République d'Haïti prend plaisir à vous offrir le deuxième numéro du « Cahier de Recherche de la BRH ». Alors que le premier a été thématique sur le phénomène de l'inflation et de ses relations avec le taux de change, celui-ci couvre des sujets plus diversifiés et soulève des questions d'ordre structurel qui touchent, notamment, le secteur réel de notre économie. Il est important de rappeler d'abord que les vues exprimées dans ces travaux ne reflètent pas nécessairement l'opinion officielle de la Banque Centrale et engagent uniquement leurs auteurs.

Si le Produit Intérieur Brut est un indicateur d'accumulation de richesses, l'impact quantitatif des moteurs de sa croissance n'est, dans l'économie haïtienne, pas toujours explicite et clairement mesuré d'une part ; les résultats observés, d'autre part, suggèrent des relations de sensibilité mal connues. En effet, en dépit du fait que l'investissement soit l'un des principaux déterminants de la croissance, il ne semble pas dynamiser cette dernière dans la mesure où la progression des investissements ne se traduit pas sensiblement dans la progression du PIB. On pourrait évoquer aussi la possible allocation des investissements à des secteurs de faible productivité ou non générateurs de croissance. Une tentative d'explication de la relation entre l'investissement et la croissance est proposée dans cette publication.

La mesure du PIB tient aussi son importance dans sa capacité à donner des indications sur l'intensité de l'activité économique au cours d'une période donnée. Or, la fréquence annuelle de publication de nos comptes nationaux, pour cause de contraintes économiques, limite l'appréciation des décideurs et des agents en général sur la dynamique trimestrielle et conjoncturelle de l'économie. De plus, certains travaux de recherche à caractère quantitatif, tels ceux relatifs aux demandes d'encaisses, requièrent plutôt une approximation du revenu sur une base trimestrielle ou suivant une fréquence inférieure à une année. Dans ce contexte, en attendant que nous ayons des enquêtes trimestrielles, la proposition d'une méthode de trimestrialisation du PIB est offerte au public dans notre publication.

Les contraintes de fréquence de disponibilité dont souffrent les comptes nationaux ne se retrouvent pas au niveau des statistiques de prix qui sont mensuellement et régulièrement publiées (par l'IHSI). La Coordination Nationale de Sécurité Alimentaire (CNSA) publie depuis quelque temps sur une base hebdomadaire les prix de certains produits alimentaires dont un indice a été calculé à partir d'une série constituée par le Département Monnaie et Analyse Économique de la BRH. Conséquemment, l'existence

d'informations de plus en plus fines sur les mouvements de prix nous permet à la fois de mieux apprécier la présence et l'état des tensions inflationnistes dans l'économie et de réduire l'intervalle des erreurs de nos modèles de prévisions d'inflation. Cela permet d'ajuster en conséquence l'orientation à court terme de la politique monétaire. Toutefois, la mesure de l'inflation joue un rôle central dans le délai de réaction de l'Autorité monétaire qui doit éviter de réagir aux fluctuations brusques et temporaires des prix et regarder, de préférence, l'inflation fondamentale. La mesure de cette dernière est beaucoup plus le résultat de méthodes de calcul utilisant des outils statistiques et économétriques que celui d'enquêtes statistiques. Ainsi, deux textes sont proposés ici autour de l'inflation fondamentale appelée aussi inflation sous-jacente. L'un explique le concept en exposant les principales méthodes généralement utilisées et présente les résultats pour Haïti à partir de la méthode d'exclusion, l'autre propose une approche structurelle du modèle VAR dans l'établissement de l'inflation sous-jacente. La Banque de la République d'Haïti vous souhaite bonne lecture et vous remercie de l'intérêt manifesté pour ses publications.

Ronald Gabriel

Directeur

Monnaie et Analyse Économique (MAE)

rgabriel@brh.net



1 Facteurs explicatifs de la faible réponse de la croissance économique par rapport à l'augmentation de l'investissement en Haïti

Jemley Marc Jean Baptiste et Christine Justinville Musset

Page 6

2 Calcul de l'inflation sous-jacente dans le cas d'Haïti

Jemley Marc Jean-Baptiste et Dudley Augustin

Page 32

3 L'inflation sous-jacente en Haïti : une approche structurelle de la Modélisation VAR

Jean Marie Cayemitte et Julnor Georges

Page 48

4 La Trimestrialisation du PIB réel d'Haïti pour les Méthodes de Chow-Lin, Fernandez et Litterman

Jean Marie Cayemitte

Page 64

Facteurs explicatifs de la faible réponse de la croissance économique par rapport à l'augmentation de l'investissement en Haïti

Jemley Marc Jean Baptiste Christine Justinville Musset ¹

Résumé

Ce document investigate la relation existant entre l'investissement et la croissance, à la lumière des théories axées sur l'effet multiplicateur de l'investissement, et d'autres facteurs susceptibles d'influencer l'évolution de ces deux variables, car depuis une dizaine d'années, la croissance économique en Haïti semble avoir développé une certaine inélasticité par rapport aux stimuli de l'investissement global. Les analyses graphiques et les résultats empiriques (issus d'un modèle VAR) montrent que l'investissement ne stimule la croissance économique qu'à court terme, et que l'effet d'éviction sur l'investissement privé réduit l'ampleur et la durabilité des impacts de ce dernier sur le PIB, dû essentiellement à divers facteurs d'ordres économique, structurel et institutionnel tels le climat d'investissement, la corruption, les types d'investissement privilégiés et la détérioration des infrastructures physiques et sociales.

Mots-clés : Investissement, Croissance économique, Productivité, Effet multiplicateur, Cointégration, Réponse impulsionnelle.

¹Mme Musset ne fait plus partie de la Banque Centrale, mais elle a donné son accord pour la publication de ce texte vu que ce dernier a été préparé au moment où elle était une cadre à la BRH. Nous, les auteurs tenons à rappeler que nous demeurons les seuls responsables des éventuelles erreurs figurant dans ce texte.

Sommaire

I. Introduction	8
II. Cadre Théorique	8
III. Revue de littérature	9
IV. Cadre macroéconomique	10
V. Analyse empirique et interprétation des résultats	13
V.I. Le modèle VAR et le choix des variables	14
V.II. Test de racine unitaire	15
V.III. Test de cointégration	15
V.IV. Test de causalité	15
V.V. Fonctions de réponse impulsionnelle	16
Conclusion	18
Références bibliographiques	19
Annexe	20

I. Introduction

L'évolution de l'activité économique d'un pays, matérialisée par la variation de la production globale ou du revenu national, nous renseigne sur le niveau de croissance atteint par ce pays, dont l'un des principaux moteurs identifiés par la théorie économique est l'acquisition de capital fixe, ou investissement. En effet, l'un des éléments de disparité distinguant les pays moins avancés des pays développés, est le taux d'investissement substantiel de ces derniers, à savoir que des taux d'investissement élevés induisent une croissance économique plus soutenue (Levine et Renelt, 1992). Or, contrairement à la logique conventionnelle, l'économie haïtienne semble depuis peu ne pas réagir favorablement aux activités d'investissement, car son taux de croissance suit plutôt une tendance inverse par rapport au taux d'investissement. Les statistiques révèlent en effet une évolution antinomique de ces 2 agrégats au cours des 30 dernières années : alors que le taux d'investissement a progressé en moyenne de 17,37 % de la décennie 1971-1980 à la décennie 1996-2008, la croissance économique a diminué de 3,93 % entre les 2 périodes. Vraisemblablement, cette dernière aurait développé au fil des années une certaine inélasticité par rapport à l'investissement global.

L'objectif de ce présent document est donc de rechercher les causes expliquant l'évolution contrastée de la croissance par rapport à l'augmentation de l'investissement en Haïti. Car, si l'investissement est moteur de croissance, il n'en demeure pas moins que la capacité de réponse de cette dernière dépend avant tout de la productivité du capital investi, de l'efficacité de l'Etat à maintenir un climat favorable aux activités d'investissement, du type même d'investissement privilégié dans l'économie et de ses effets de retournement sur la consommation globale et la production. Les fluctuations au niveau d'un ou de plusieurs de ces facteurs peuvent, par conséquent, affecter l'influence de l'investissement sur la croissance, en améliorant ses impacts, tout comme ils peuvent les rendre inopérants.

Cette étude s'articule d'abord autour de la présentation des principaux fondements des théories de la croissance par accumulation de capital, et ensuite d'une revue de littérature liée à la relation croissance-investissement. La section qui suit le cadre théorique procède à une étude de la croissance et de l'investissement en Haïti durant les 35 dernières années puis à une modélisation économétrique du phénomène étudié.

II- Cadre théorique

II-1 Relation théorique entre croissance et investissement

Historiquement, la croissance économique est intrinsèquement liée à l'investissement. Par exemple, durant 10 années de crise économique, entre 1975 et 1985, le rythme de croissance du PIB français s'est considérablement ralenti tandis que le chômage s'était amplifié ; parallèlement, le taux d'investissement s'était fortement replié. Par ailleurs, plusieurs économistes et historiens s'entendent, par exemple, sur le rôle joué par l'investissement dans la croissance de l'économie anglaise au 19ème siècle et de celle du Japon après la seconde guerre mondiale. En outre, l'exemple des NPI² asiatiques constitue une référence dans la littérature en ce qui a trait au rôle joué par l'investissement, particulièrement les investissements en infrastructures et immatériels (recherche et développement, capital humain, etc.), dans la croissance du PIB d'un pays.

Le caractère simultané des fluctuations de l'investissement et de la croissance économique a inspiré les économistes dans l'identification des principaux moteurs de la croissance, et de la prise en compte de l'agrégat d'importance que représente l'investissement. Cet outil sera par conséquent vivement prôné à travers les politiques ayant pour but la relance économique des pays en récession et des pays en voie de développement (PVDs).

II.2 Les mécanismes de transmission des effets de l'investissement sur la croissance

L'investissement est considéré comme étant un facteur déterminant de la croissance, en raison du fait qu'il exerce un impact sur les 2 côtés de l'identité comptable, à savoir l'offre et la demande globales.

L'investissement influence d'abord, dans le court terme, le niveau de la demande, via le multiplicateur, vu qu'il est une composante de cette dernière. En effet, les dépenses d'investissements privés et publics représentent une partie de la demande adressée aux entreprises d'un pays. Quand l'une ou l'autre augmente, la demande globale augmente, et par ricochet, le niveau de production. D'où un accroissement du PIB supérieur à celui des sommes consacrées à l'investissement initial: c'est l'effet multiplicateur. Cette théorie est formulée suivant l'approche keynésienne selon laquelle l'investissement est l'un des déterminants de la demande agrégée, laquelle est liée à la production globale. Par conséquent, les variations de l'investissement sont une cause essentielle des fluctuations de l'économie³ (Harrod, 1939 et Domar, 1946).

²Nouveaux Pays Industrialisés.

³La théorie de Keynes sera reprise par Harrod et Domar, qui en feront une théorie de croissance selon laquelle l'accélération du rythme de croissance dépendra dès lors de l'augmentation des taux d'épargne et d'investissement. Plus tard, Joan Robinson (1962) étendra cette théorie en posant l'investissement comme fonction des profits attendus par les firmes. Moins une économie génère des profits, moins les profits attendus sont élevés, et l'incitation à investir diminue : il se produit alors une désaccumulation de capital et donc une réduction de la croissance économique.

Du côté de l'offre, privilégié par les néoclassiques, l'investissement augmente à moyen terme les capacités de production ainsi que la productivité des entreprises et encourage l'innovation. Le niveau de la production est lié aux quantités disponibles des facteurs de production travail et capital. Or, investir revient à accroître les quantités de capital utilisables et donc à augmenter la production: il est donc source de croissance (Cobb-Douglas, Carre-Dubois-Malinvaud).

L'investissement permet aussi aux entreprises d'améliorer leur productivité, suite à une diminution du coût unitaire, laquelle élève la compétitivité-prix de l'entreprise. L'augmentation de la demande qui en découle favorise la croissance. Ce mécanisme s'accorde à la vision néoclassique stipulant que seul le progrès technique est en mesure de stimuler la croissance économique dans le long terme, tandis que les taux d'épargne et d'investissement déterminent le niveau de la production. En d'autres termes, un taux d'investissement plus élevé stimulera le niveau du PIB, mais pas son taux de croissance de long terme⁴ (Solow, 1957).

Cependant, aussi important qu'il soit, l'investissement peut contribuer à l'instabilité de la croissance économique. Tout d'abord, ceci s'explique en raison d'un décalage temporel au niveau des effets de l'investissement sur l'offre et la demande globales. Quand les dépenses d'investissement stimulent la demande à court terme, l'offre reste rigide; et lorsque cette dernière est enfin stimulée par les effets de capacité à long terme, les effets de revenu se sont déjà estompés.

Le décalage temporel caractérisant les effets de l'investissement entraîne également d'autres conséquences sur la stabilité du système économique. En effet, l'occurrence de certains chocs exogènes, engendrant des transformations au niveau de la conjoncture ou de la structure économique, peut réduire les effets désirés d'un investissement réalisé antérieurement sur la croissance du PIB.

Dans ce même ordre d'idées, plusieurs économistes ont relevé l'effet pervers du principe d'accélérateur sur la croissance (Aftalion, 1917 ; Clark, 1851-1963 ; Hicks, 1904-1989). Lorsque les impacts de l'investissement sur l'offre globale se font sentir (et qu'entre-temps ceux sur la demande se sont dissipés), on enregistre dans l'économie une tendance déflationniste, et un arrêt des investissements. Par effet multiplicateur, il s'ensuit un ralentissement de la croissance et une tendance vers la dépression, jusqu'à élimination des surcapacités⁵.

Par ailleurs, certains économistes postulent que l'influence de l'investissement sur la croissance dépend surtout des types d'investissement favorisés et des politiques économiques adoptées pour atteindre les résultats attendus. Ils mettent l'accent particulièrement sur les investissements publics financés par une hausse des impôts, ou sur certaines dispositions prises par les autorités gouvernementales pour stimuler l'investissement privé au détriment de la consommation (en freinant par exemple les salaires en faveur des profits des entreprises). De plus, les types d'investissements publics qui ont pour but de stimuler la croissance à court terme n'ont aucun impact à long terme du fait qu'ils sont improductifs. A cela s'ajoute l'effet d'éviction causé par l'investissement public au détriment des investissements privés. Chaque unité monétaire dépensée par un gouvernement implique une unité en moins pour le secteur privé (réputé productif). Accroître les dépenses d'investissement public équivaut donc à une réallocation de ressources au détriment de l'investissement privé. En outre, la plupart des moyens de financement optés par les gouvernements (émission monétaire à caractère inflationniste, recours à l'emprunt exerçant une pression à la hausse des taux d'intérêt, etc.) a souvent des incidences négatives sur le taux de croissance du PIB.

III.- Revue de littérature

Comme souligné plus tôt, les impacts de l'investissement sur la croissance sont fonction d'une multiplicité de facteurs (lag temporel, types d'investissement, moyens de financement, chocs exogènes, corruption, etc.) qui peuvent autant améliorer l'efficacité des effets attendus que les amoindrir. Selon Hiren Sarkar et Aymul Hasan⁶, la corruption demeure un facteur de grande importance dans la détermination de l'élasticité du taux de croissance du PIB par rapport à l'investissement. La corruption, poursuivent-ils, contrecarre l'allocation des ressources pouvant être investies en déviant ces dernières vers les secteurs improductifs au détriment des secteurs productifs, réduisant ainsi la capacité de l'investissement à générer de la valeur ajoutée. La productivité de l'investissement diminuant, la croissance économique s'en ressent. Utilisant un modèle de régression simple, ils ont estimé l'impact de la corruption (mesurée par l'Indice de Perception de la Corruption de Transparency International) sur l'efficacité de l'investissement (quantifiée par le ratio taux de croissance moyen annuel du PIB réel sur taux de croissance moyen annuel de l'investissement réel). La relation positive établie par le modèle entre la corruption et l'investissement leur a permis de relever l'effet destabilisateur du premier sur le second et par ricochet sur la croissance.

⁴ Par contre, les tenants des théories de croissance endogène (Romer, 1986 ; Lucas, 1988 ; De Long et Summers, 1991 ; Jorgenson, 2004) soutiennent qu'un taux d'investissement croissant stimule la croissance à l'état stationnaire (donc à long terme), et ce, à travers des canaux identifiés comme étant les principaux types d'investissement moteurs de croissance : machinerie et équipement, capital humain et recherche et développement. Les travaux les plus récents sur l'investissement et la croissance se basent sur ces théories pour mettre l'emphase sur les principaux déterminants de la croissance de certaines économies.

⁵ Cette théorie rappelle celles des crises capitalistes de Karl Marx avec élimination du capital excédentaire suite à une baisse tendancielle du profit.

⁶ 'Impacts of corruption on the efficiency of investment: Evidence from a cross-country analysis', Asia Pacific Development Journal, 2001.

En 2005, Qin, Cagas et al. ont déterminé dans quelle mesure l'investissement stimule la croissance économique dans le cas de la Chine⁷. Et, partant d'un modèle VAR (vecteur autorégressif), ils ont relevé que la croissance économique est induite par l'investissement, mais dans une faible mesure ; elle est en fait surtout stimulée par la croissance de la consommation, fait qui démontre les gains de bien-être social générés par les activités d'investissement. Par ailleurs, l'accroissement rapide des investissements en Chine a provoqué une augmentation du ratio capital/output bien plus qu'il n'a accéléré la croissance de l'économie chinoise : cet état de fait indique plutôt un problème de surinvestissement⁸ qui aurait pour principale conséquence l'amplification des pressions inflationnistes.

Plus loin, Gwartney, Holcombe et Lawson⁹ ont investigué sur l'impact de l'investissement sur la croissance en tenant compte de la qualité institutionnelle prévalente dans différents pays. Utilisant un modèle récuratif, ils ont exprimé le taux de croissance moyen annuel du PIB per capita en fonction de la part de l'investissement privé sur le PIB (elle-même fonction d'un indice de gouvernance, l'Economic Freedom of the World, construit par Gwartney et Lawson en 2003), de la part de l'investissement public sur le PIB, et du taux de croissance annuel du capital humain. Ils trouvèrent que l'investissement privé a un impact beaucoup plus significatif sur la croissance lorsque la qualité des institutions établies est élevée ; de plus, cet impact est largement supérieur à celui de l'investissement généré par les pouvoirs publics.

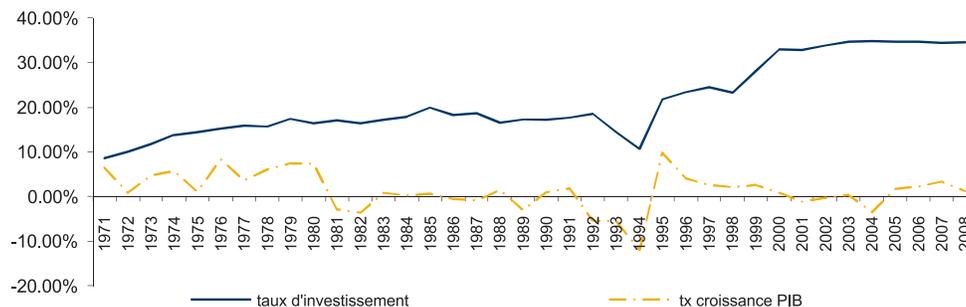
La prise en compte de certains facteurs, tel que le montrent les théories de croissance citées plus haut, peut expliquer le comportement de la croissance de l'économie haïtienne face aux stimuli de l'investissement global.

IV- Cadre macroéconomique

IV.1 La Croissance et l'Investissement en Haïti

Entre 1970 et 2008, la croissance économique d'Haïti a été relativement faible. De 3,82 % en 1971-1975, le taux de croissance moyen annuel du PIB haïtien, en volume, était évalué à 0,55 % en 2001-2008. Ce déclin reflète parfaitement l'appauvrissement continu de l'économie haïtienne caractérisée par des déséquilibres structurels majeurs et la détérioration de ses fondamentaux macroéconomiques.

Graphique 1
Evolution du taux de croissance du PIB et du taux d'investissement



L'évolution du PIB haïtien peut être divisée, comme on peut le relever à partir du schéma ci-dessus, en 3 sous-périodes. Les années 70s étaient caractérisées par une période de croissance relativement élevée reposant sur la promotion d'exportations industrielles (en particulier de la sous-traitance internationale), du tourisme et la hausse des investissements. En effet, une croissance très rapide de l'investissement global due aux entrées massives de capitaux étrangers¹⁰ et au regain des investissements public et privé domestiques a été enregistrée durant cette période. Les investissements locaux étaient par ailleurs propulsés par l'épargne interne suite à l'élargissement du marché bancaire¹¹. De 1970 à 1979, l'investissement global crût de 13,25 % en moyenne par an, générant ainsi un taux de croissance moyen annuel du PIB réel de 5 %.

Par ailleurs, de 1980 à 1994, dans un environnement de coup d'Etat militaire, d'embargo commercial et de violences, les indicateurs macroéconomiques se détériorèrent. L'investissement global chuta considérablement, à un taux négatif de 3,02 % en moyenne par an; conséquemment le PIB réel décrut de 0,81 % par an. Plus tard, favorisées par le rétablissement de l'ordre constitutionnel et un timide regain de confiance des investisseurs, les activités d'investissement reprirent : de 1995 à 2008, elles crurent de 30,67 % en moyenne annuelle, induisant pourtant une croissance économique faible de 1,92 % en moyenne annuelle, soit un taux inférieur à celui des années 70. La tendance contradictoire poursuivie par l'investissement et le PIB (l'investissement a crû à un rythme plus élevé que dans les années 70, au contraire du PIB) suggérerait que ce dernier aurait développé au fil des années, particulièrement à partir de 1995, une faible capacité de réponse aux stimuli de l'investissement, contrairement à ce qu'admet la théorie économique.

⁷ 'How much does Investment drive Economic Growth in China', Queen Mary University of London, Department of Economics, août 2005.

⁸ Le surinvestissement survient lorsque la hausse de l'investissement est supérieure à celle attendue de la production, ce qui peut engendrer des pertes d'efficience et des déséquilibres structurels.

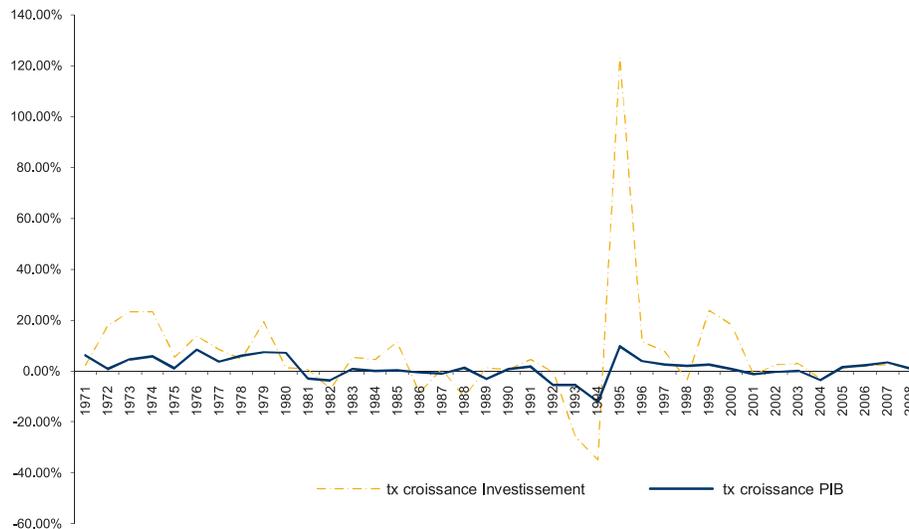
⁹ 'Institutions and the Impact of Investment on Growth', Florida State University.

¹⁰ Jean-Claude Duvalier avait tenté de rétablir les rapports suspendus lors du règne de son père avec la communauté internationale.

¹¹ Les années 70 ont vu naître 6 nouvelles banques et la rémunération des dépôts des ménages.

Cette inélasticité affichée par le PIB haïtien n'est donc pas récente. L'évolution comparée des taux de croissance du PIB et de l'investissement révèle une certaine asymétrie au niveau des effets induits par ce dernier. En calculant le taux d'efficacité de l'investissement, i.e., le taux de croissance du PIB induit par une variation de l'investissement¹², en moyenne, une hausse de 1 % de l'investissement global génère un accroissement du PIB de 0,76 %, tandis qu'une baisse de même amplitude de l'investissement entraîne un déclin de 1,70 % du taux de croissance de l'économie haïtienne.

Graphique 2
Evolution des taux de croissance de l'investissement global et du PIB (à prix constants de 1987)



IV.2 Les facteurs explicatifs de la faible réponse de la croissance à l'investissement

A priori, plusieurs facteurs peuvent expliquer l'évolution antinomique du PIB et de l'investissement global en Haïti, du fait qu'ils conditionnent les fluctuations de l'investissement, les effets de ce dernier, et par ce truchement, le comportement du PIB.

IV.2.1 Compétitivité et attractivité de l'économie haïtienne

a) Le repli des investissements directs étrangers (IDE)

Diverses raisons d'ordres structurel (faibles revenus, secteur financier bancal) et conjoncturel maintiennent le loyer de l'argent à un niveau élevé, augmentant ainsi le coût auquel doit faire face tout agent économique désireux d'investir dans le pays. En effet, le différentiel des taux d'intérêt entre Haïti et les autres pays caribéens¹³ est en moyenne de 13,16 % par an, entre 1997 et 2007, avec une forte tendance à la hausse. Subséquemment, mis à part l'accroissement enregistré vers la fin des années 90s, les IDEs sont restés à un niveau relativement bas, représentant à peine 6 % du stock de l'investissement privé. Or, ce type d'investissement est reconnu par la littérature comme un moteur de croissance important pour les petites économies ouvertes. Aussi, étant donné le différentiel des taux d'intérêt, les détenteurs de capitaux étrangers préfèrent-ils de loin investir dans les autres pays caribéens? A noter cependant que, si les taux d'intérêt sont largement supérieurs à ceux de la Jamaïque, par exemple, l'écart entre les taux haïtiens et dominicains est faible. D'ailleurs, sauf en 2001, 2004 et 2005, les taux d'intérêt locaux étaient même plus attractifs ; toujours est-il que la République voisine attire plus d'IDEs que notre pays. Ce point soulève les problèmes de sécurité et de garantie relevant du climat socio-politique et économique prévalant dans le pays conditionnant, outre le différentiel des taux d'intérêt, la mobilisation des IDEs en Haïti.

b) La baisse des investissements privés domestiques

Outre les étrangers, les investisseurs domestiques pâtissent eux aussi de problèmes de financement relevant de la limitation de l'intermédiation exercée par les banques de la place. Les taux pratiqués pour le crédit bancaire¹⁴ sont élevés, à hauteur de 27,25 % en moyenne annuelle, ce qui a pour principale conséquence de décourager l'investissement privé. La part de ce dernier dans l'investissement global a en effet chuté considérablement à partir de 1997, tout en affichant une tendance à la baisse, au fur et à mesure que les taux d'intérêt sur les prêts augmentaient. Ce, ajouté à l'effet d'éviction causé par la hausse

¹²Cette mesure s'inspire du ratio utilisé par Hiren Sarkar et Aymul Hasan pour quantifier l'efficacité de l'investissement, dans 'Impacts of corruption on the efficiency of investment: Evidence from a cross-country analysis', Asia Pacific Development Journal, 2001.

¹³Nous avons sélectionné un échantillon de pays comprenant : Honduras, Antigua et Barbade, Bahamas, Barbade, Dominique, Grenade, Guyana, Jamaïque, St-Kitts et Nevis, Ste Lucie, St Vincent et Grenadines, Trinidad et Tobago, et la République Dominicaine (Annexe, page iii, tableau 3).

¹⁴Seul recours pour le secteur privé puisqu'il n'existe ni de banques d'investissement, ni de marché boursier en Haïti.

de l'investissement public au cours de la même période. Cette réduction des flux d'investissements privés aura pour incidence la diminution de la productivité de l'investissement global. De ce fait, en dépit de l'accroissement en volume des flux de capitaux investis à partir de la seconde moitié des années 90s, aucun ou peu d'effet multiplicateur ne sera exercé sur la croissance.

IV.2.2 Le climat d'investissement (cadre légal, gouvernance et infrastructures)

Haïti est un pays où l'instabilité socio-politique et économique est très élevée. De la seconde moitié des années 80 jusqu'au début du nouveau siècle, nous avons été fortement secoués par divers troubles politiques, émeutes civiles, et autres en partie causés par les revers des régimes politiques. Cet état de faits décourage tout investisseur potentiel, vu les risques et les coûts induits par l'instabilité dans le pays.

L'autre handicap dont souffre Haïti est la détérioration des infrastructures physiques et sociales. Les structures sanitaires, écologiques, technologiques fournissent difficilement le minimum requis pour l'installation de certaines firmes. Parallèlement, se pose aussi le problème de la concentration des services administratifs dans la capitale, goulot d'étranglement pour l'implantation d'entreprises dans certaines régions provinciales (dotées de richesses exploitables) déjà inaccessibles en raison du piètre état des infrastructures de base.

Par ailleurs, côté légal, même si d'une part certaines améliorations ont été réalisées par le truchement du code d'investissement révisé en 2002¹⁵, l'établissement des lois instituant un cadre légal favorable à l'investissement n'arrive, dans la pratique, à stimuler l'investissement privé (domestique et étranger) que dans une faible mesure, en raison notamment de la bureaucratie¹⁶, de la corruption et du faible niveau de connaissances des instances judiciaires en matière de lois commerciales.

IV.2.3 La productivité de l'investissement (effet de richesse et création de valeur ajoutée)

L'inélasticité de la croissance économique s'explique en grande partie par la faible productivité de l'investissement généré en Haïti. En fait, le comportement du PIB dépend beaucoup plus de la productivité de l'investissement que de son volume. Par conséquent, certains types d'investissement tels que les investissements de remplacement ne contribuent guère au développement puisqu'ils ne génèrent que peu, ou pas, de valeur ajoutée. Une hausse du taux d'investissement n'implique donc pas forcément une accélération du rythme de croissance économique, comme on a pu l'observer à partir de 1995 en Haïti. A moyen terme¹⁷, l'accroissement de l'investissement global (induit par la hausse des dépenses d'investissement public) a pu propulser la demande globale (à travers une hausse de la consommation globale de 6,19 % en moyenne de 1995 à 2005) et la production via la consommation intermédiaire (hausse de 15,31 %). Cependant, ses effets d'entraînement sur l'offre et la demande n'ont pu être soutenables dans le long terme ni créer des effets de richesse assez importants pour stimuler la croissance. Ceci est notable à partir de l'évolution de l'ICOR (Incremental capital output ratio), un coefficient permettant de mesurer le taux de retournement de l'investissement, i.e, la quantité de capital supplémentaire à mobiliser pour générer une unité supplémentaire d'output¹⁸. Plus le coefficient marginal de capital diminue, plus l'investissement est efficient. De 1970 à 1979, l'ICOR moyen était de 0.37 % ; il est passé à 0.47 % de 1980 à 1994, pour s'élever à 1.87 % de 1995 à 2006. En d'autres termes, dans les années 70s, il fallait une augmentation de 0.37 % du stock de capital pour accélérer le rythme de croissance économique de 1 % ; deux décennies plus tard, pour obtenir le même résultat, une invraisemblable hausse de 1.87 % du stock de capital est requise. Le processus d'accumulation du capital en Haïti devient donc de moins en moins efficient et productif, d'où l'inélasticité de la croissance du PIB aux stimuli de l'investissement, ce en dépit du fait que le poids de ce dernier dans le PIB devient de plus en plus important (Graphique 4). Cette perte d'efficience proviendrait sans doute de la qualité des investissements privilégiés, par exemple, les investissements visant le court terme (investissements de remplacement, etc.) au lieu du long terme (dépenses d'investissement en équipement, machineries et construction, soient les investissements de capacité) ; la carence d'investissements publics (dont le niveau est très faible, soit 13,73 % en moyenne des dépenses totales du gouvernement) en infrastructures sanitaires, en capital humain et en recherche et développement, etc.¹⁹

¹⁵Auparavant, la dernière révision du Code d'Investissement de 1944 datait de 1989. Le dernier code établit l'égalité des devoirs et privilèges assujettis aux investisseurs tant nationaux qu'étrangers, la garantie des droits de propriété, et encourage certains secteurs d'activité jugés indispensables au développement (agriculture, manufacture, tourisme, zones franches industrielles, etc.).

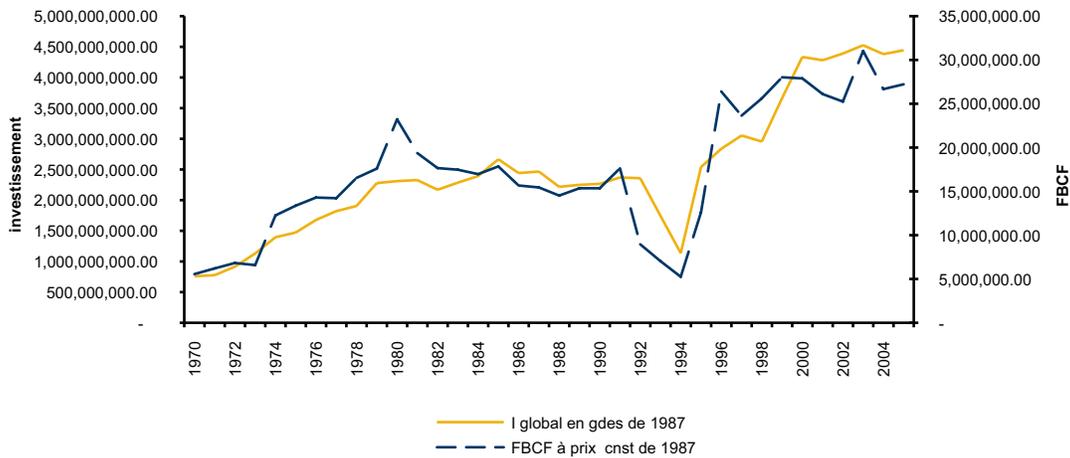
¹⁶En 2004, par exemple, il fallait 203 jours pour enregistrer et incorporer une nouvelle firme en Haïti, contre 78 jours en République Dominicaine. Toujours pour la même année, le coût requis pour enregistrer et obtenir les droits de propriété était estimé à 8,10 % de la valeur de la propriété, contre 6,30 % en République Dominicaine. Chiffres fournis par le World Resources Institute (Earth Trends Environmental Information).

¹⁷Par définition, le long terme s'attache à l'horizon temporel pour que, les quantités de capital et de travail données, la technologie mise en place permettent de transformer les facteurs capital et travail en production. Par convention, le court terme s'étale sur une période inférieure à 1 an, le moyen terme, entre 5 à 10 ans, et le long terme, sur une période supérieure à 10 ans, voire des décennies.

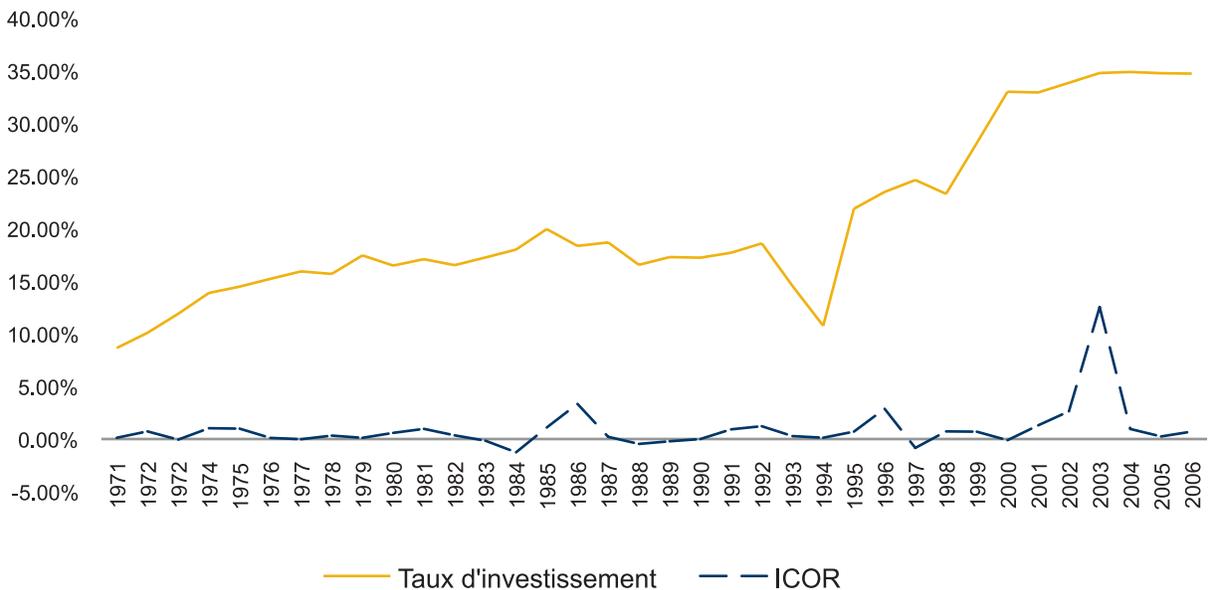
¹⁸Il est défini comme le rapport, au cours d'une année donnée, entre la variation de la FBCF à prix constants et celle du PIB à prix constants.

¹⁹Malheureusement, il n'existe aucune classification des investissements en Haïti par catégories de biens. Aussi procédons-nous par hypothèses.

Graphique 3
Évolution de l'investissement et de la FBCF à prix constants



Graphique 4
Évolution comparée de l'ICOR et du taux d'investissement



En somme, l'investissement en Haïti aurait un effet multiplicateur de courte durée, assez pour stimuler la consommation globale. Néanmoins, il n'arrive à stimuler la croissance que dans une faible mesure, et ce, en raison d'un climat défavorable et de sa faible productivité.

V.- Analyse empirique de l'étude

Après avoir présenté les cadres théorique et macroéconomique de l'étude, il ressort que la faible réponse de la croissance économique par rapport à l'investissement serait causée par : 1) le faible impact des investissements publics en termes de dynamisation de l'investissement privé, 2) la non-réalisation de l'effet multiplicateur, c'est-à-dire des effets favorables de l'investissement sur les autres composantes de la demande globale, 3) l'inefficacité et l'improductivité des types d'investissements favorisés ainsi que les politiques économiques suivies pour y parvenir. Afin de valider ces hypothèses, cette partie de l'étude nous a permis de vérifier d'abord économétriquement le type de relation existant entre la croissance économique et l'investissement agrégé. D'autres interrogations seront investiguées de manière empirique à savoir : quels sont les types d'investissements les plus favorables à la croissance économique ? Comment réagissent les autres variables de la demande globale devant être influencées par l'augmentation de l'investissement, en vue de créer l'effet multiplicateur ?

Vu les hypothèses et objectifs présentés, la modélisation VAR semble être la technique économétrique la plus appropriée pour les atteindre.

L'étude empirique commence d'abord par la présentation du modèle VAR retenu et du choix des variables, qui sera suivi par le test de stationnarité des différentes variables et de la détection éventuelle de relations de cointégration entre le PIB réel et l'investissement global. Ensuite, le test de causalité de Granger est utilisé pour déterminer d'une part l'exogénéité des différentes variables du modèle, et d'autre part, l'incidence des valeurs passées d'une variable dans la prévision de cette dernière.

Enfin, plusieurs simulations ont été effectuées à partir de la méthode de réponse impulsionnelle pour pouvoir examiner l'impact d'un choc des différentes composantes de l'investissement total sur la croissance. Cette méthode nous a permis également de mesurer l'amplitude des effets de l'investissement sur les autres variables devant agir sur le PIB du côté de la demande globale.

V.1 Le modèle VAR et le choix des variables

Nous partons de l'identité comptable, laquelle tient compte de toutes les composantes d'une économie ouverte :

$$Pibr\acute{e}el = C + I + G + X - M$$

avec : PIBréel = produit intérieur brut ²⁰

C = consg = consommation globale

I = invg = investissement global

G = degouv = dépenses gouvernementales

X = export = exportations globales

M = import = importations globales

L'écriture du modèle VAR, après stationnarisation des variables et le choix du nombre de retards maximal (1)²¹ déterminé à partir du critère du Maximum de Vraisemblance est :

$$\begin{aligned} d(Pibr\acute{e}el,1) &= \alpha_0 + \alpha_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \alpha_2 d(consg1,1)_{t-1} + \alpha_3 d(invg1,1)_{t-1} + \alpha_4 d(deg\ ou1,1)_{t-1} + \alpha_5 d(exp\ ort,1)_{t-1} + \alpha_6 d(import,1)_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ d(consg1,1) &= \beta_0 + \beta_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \beta_2 d(consg1,1)_{t-1} + \beta_3 d(invg1,1)_{t-1} + \beta_4 d(deg\ ou1,1)_{t-1} + \beta_5 d(exp\ ort,1)_{t-1} + \beta_6 d(import,1)_{t-1} + \varepsilon_{2t} \\ d(invg1,1) &= \varphi_0 + \varphi_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \varphi_2 d(consg1,1)_{t-1} + \varphi_3 d(invg1,1)_{t-1} + \varphi_4 d(deg\ ou1,1)_{t-1} + \varphi_5 d(exp\ ort,1)_{t-1} + \varphi_6 d(import,1)_{t-1} + \varepsilon_{3t} \\ d(deg\ ou1,1) &= \lambda_0 + \lambda_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \lambda_2 d(consg1,1)_{t-1} + \lambda_3 d(invg1,1)_{t-1} + \lambda_4 d(deg\ ou1,1)_{t-1} + \lambda_5 d(exp\ ort,1)_{t-1} + \lambda_6 d(import,1)_{t-1} + \varepsilon_{4t} \\ d(exp\ ort,1) &= \rho_0 + \rho_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \rho_2 d(consg1,1)_{t-1} + \rho_3 d(invg1,1)_{t-1} + \rho_4 d(deg\ ou1,1)_{t-1} + \rho_5 d(exp\ ort,1)_{t-1} + \rho_6 d(import,1)_{t-1} + \varepsilon_{5t} \\ d(import,1) &= \theta_0 + \theta_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \theta_2 d(consg1,1)_{t-1} + \theta_3 d(invg1,1)_{t-1} + \theta_4 d(deg\ ou1,1)_{t-1} + \theta_5 d(exp\ ort,1)_{t-1} + \theta_6 d(import,1)_{t-1} + \varepsilon_{6t} \end{aligned}$$

qui constitue en outre notre modèle de référence. De manière à mettre l'emphase sur les différents facteurs susceptibles d'influencer la croissance économique, en regard des théories de croissance endogène, nous avons dérivé du modèle de base un autre modèle en insérant des variables que nous considérons comme exogènes : le déficit budgétaire, la population, et le niveau d'instabilité macroéconomique. Le modèle ci-dessus, tout en gardant les mêmes variables composant l'identité comptable, se présente comme suit :

$$\begin{aligned} d(Pibr\acute{e}el,1) &= \alpha_0 + \alpha_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \alpha_2 d(consg1,1)_{t-1} + \alpha_3 d(invg1,1)_{t-1} + \dots + \mu_1 d\acute{e}f\ ici + \omega_1 population + \psi_1 indice + \varepsilon_{1t} \\ d(consg1,1) &= \beta_0 + \beta_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \beta_2 d(consg1,1)_{t-1} + \beta_3 d(invg1,1)_{t-1} + \dots + \mu_2 d\acute{e}f\ ici + \omega_2 population + \psi_2 indice + \varepsilon_{2t} \\ d(invg1,1) &= \varphi_0 + \varphi_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \varphi_2 d(consg1,1)_{t-1} + \varphi_3 d(invg1,1)_{t-1} + \dots + \mu_3 d\acute{e}f\ ici + \omega_3 population + \psi_3 indice + \varepsilon_{3t} \\ &\dots \\ &\dots \\ d(import,1) &= \theta_0 + \theta_1 d(Pibr\acute{e}el,1)_{t-1} + \theta_2 d(consg1,1)_{t-1} + \theta_3 d(invg1,1)_{t-1} + \dots + \mu_6 d\acute{e}f\ ici + \omega_6 population + \psi_6 indice + \varepsilon_{6t} \end{aligned}$$

L'évolution de l'investissement global influence le taux de croissance du PIB réel en Haïti. Ses impacts, tout en exerçant un effet de retournement sur les autres composantes de la demande globale, dont la consommation globale, sont eux-mêmes influencés par d'autres agrégats macroéconomiques, identifiés par la littérature : le déficit public²², la croissance démographique²³ et le niveau d'instabilité macroéconomique. Cette dernière variable, concrétisée par un indice synthétique, revêt 3 aspects : 1) le déficit de l'offre globale provoquant la hausse généralisée des prix, et l'inefficience des politiques économiques à juguler l'inflation ; 2) la perte de compétitivité d'Haïti²⁴ au niveau du commerce international, engendrant l'érosion de la valeur externe de la gourde ; 3) l'exposition du pays aux chocs externes, et la vulnérabilité qui en découle. 3 variables qui sont : le taux d'inflation, la variation du taux de change, et le degré d'ouverture de l'économie (Voir annexe, page 22) composent donc l'indice d'instabilité macroéconomique, qui a été calculé en utilisant la méthodologie de calcul de l'indice de développement humain²⁵.

La fréquence des données utilisées dans cette étude est annuelle et couvre la période allant de 1970 à 2008.

²⁰ Les variables de l'identité comptable sont exprimées en volume (en millions de gourdes de 1986-1987).

²¹ Dans un souci de parcimonie, nous avons choisi p=1 à partir du critère du Maximum de Vraisemblance (Log Likelihood).

²² Il est reconnu que la situation des finances publiques a un impact direct sur l'évolution actuelle et future des fondamentaux économiques d'un pays.

²³ Dans le cas des pays en voie de développement, la croissance démographique constitue souvent un frein au développement économique, notable à travers l'augmentation du taux de chômage et la réduction du revenu par tête d'habitant.

²⁴ La compétitivité d'une nation est liée à sa capacité d'accroître sa part sur les marchés mondiaux et à maintenir l'équilibre de sa balance commerciale. Une perte en compétitivité implique la détérioration des termes d'échange qui agit sur la valeur externe de sa monnaie.

²⁵ Cette méthode de calcul d'indice d'instabilité macroéconomique se base sur le document de recherche 'Macroeconomic Instability, Capital Accumulation and Growth : the case of Turkey 1963-1999', Mustafa Ismihan et al., 2003.

V.2 Test de racine unitaire des variables endogènes

Une inspection graphique des différentes séries suggère qu'elles sont empreintes de racine unitaire. Cette appréhension est toutefois confirmée par le test de racine unitaire de Dickey et Fuller Augmenté (ADF), où au seuil de 5 %, les séries sont stationnaires en différence, exceptée la variable déficit budgétaire qui est I (0). (Voir annexe page 23)

V.3 Test de cointégration entre PIB réel et investissement global

Les 2 variables (PIB et investissement global) n'étant pas stationnaires en niveau, puisqu'elles sont respectivement d'ordre 1 et 2, nous allons détecter l'existence supposée d'une relation de long terme entre ces dernières ; pour ce, nous avons utilisé l'approche multivariée de Johansen à travers le test de la trace.

L'équation s'écrit :

$$pibr\acute{e}el = \alpha_0 + \alpha_1 investissementglobal + \varepsilon_t$$

Les résultats du test indiquent qu'il existe deux relations de cointégration entre les deux variables²⁶. Cependant, d'après Johansen et Juselius (1990) et Osterwald-Lenum (1992), si : Rang (Π_p)²⁷ = N²⁸ (en d'autres termes, N = 2), Π_p est de plein rang. Dans ce cas, il n'existe pas de relation de long terme. Ce qui était déjà prévisible, au regard de l'évolution graphique de ces deux séries.

Ainsi, les deux variables ont tendance à suivre des mouvements divergents dans le long terme ; une augmentation de l'investissement n'entraîne pas forcément une hausse du PIB. Et inversement, la croissance des activités économiques en Haïti n'incite pas forcément les agents économiques à investir davantage dans le pays. (Voir annexe page 27)

V.4 Test de Causalité

Le test de causalité de Granger a été utilisé en vue de cerner le lien dynamique existant entre les deux variables cibles de l'étude.

Les résultats de ce test indiquent que les deux variables sont indépendantes ; pour un niveau de risque de 5 %, les deux hypothèses nulles sont acceptées. De ce fait, il n'existe aucune relation de précédence à proprement parler entre l'investissement agrégé et le produit intérieur brut. L'information contenue dans l'une ne permet pas de prédire le futur de l'autre. Nous pouvons donc avancer qu'empiriquement que la croissance de l'investissement n'engendre pas pendant la période sous étude la croissance économique en Haïti. Ce résultat est peut-être dû aux effets mitigés non attendus sur la demande globale d'une augmentation de l'investissement, car les biens d'équipement achetés par certaines entreprises privées ou par l'Etat haïtien devraient être produits par d'autres secteurs de l'économie locale pour générer un effet d'entraînement substantiel, ce qui n'est pas le cas en Haïti où les biens d'équipement sont importés²⁹. De plus, l'accroissement du déficit budgétaire de l'Etat au cours de ces dernières années pour la sempiternelle relance de l'activité économique a fait perdre davantage sa compétitivité à Haïti sur le plan international³⁰. D'un autre côté, le climat d'investissement prévalant en Haïti et la corruption sont autant d'autres facteurs affectant le niveau de productivité de l'investissement global.

Plus loin, le test de causalité effectué entre les différentes composantes de l'investissement global montre un lien où l'investissement agrégé et sa composante privée sont censés précéder les dépenses d'investissement public réalisées par l'Etat haïtien. Un double constat s'impose: dans un premier temps, l'instabilité macroéconomique ne rassure pas les investisseurs privés qui, malgré la hausse des investissements publics survenus ces dernières années, n'a pas été convaincante afin de permettre au secteur privé d'emboîter le pas. Dans un second temps, l'utilisation du budget de l'Etat pour la construction d'infrastructures routières, agricoles, d'équipements administratifs, etc. doit aussi être envisagée avec prudence, en raison de l'effet d'éviction créé. Théoriquement, les investissements publics financés par des hausses d'impôts et de taxes de tout genre ne favorisent pas la croissance à court terme, car ils diminuent d'autant le revenu disponible des ménages, qui sont contraints de consommer ou d'épargner moins³¹. Cela pourrait en revanche contribuer à la croissance économique à long terme, dans la mesure où les nouveaux équipements améliorent la capacité des institutions publiques en vue de fournir de meilleurs biens et services à la communauté haïtienne³².

²⁶ Entre N variables, il ne peut exister théoriquement que N-1 relations de cointégration.

²⁷ Rang (Π_p) = $-T \sum_{i=q+1}^N \log(1 - \hat{\lambda}_i)$ où les $\hat{\lambda}_i$ représentent les valeurs propres de la matrice.

²⁸ N étant l'ordre de cointégration

²⁹ Après les produits alimentaires et les articles manufacturés, les machineries et matériels de transport constituent les produits d'importation les plus importants en Haïti. En moyenne de 1995 à 2005, leur poids en terme de valeur représente 15,35 % des importations totales.

³⁰ Durant plusieurs années, le déficit budgétaire était traditionnellement financé par les autorités monétaires et l'accumulation d'arriérés sur la dette externe. Ceci renvoie l'image d'un Etat déficitaire qui décourage les rentrées de capitaux dans le pays.

³¹ Selon le Décret sur les Fonds d'Investissement Publics, la majorité des sources de financement de ces derniers proviennent des fonds locaux (Article 5). Le financement externe aurait le mérite de ne créer aucune distorsion sur la demande globale.

³² Cette hypothèse est toutefois contestée par certains économistes selon lesquels la politique de financement des dépenses publiques par les taxes est réductionniste et ralentit la croissance à long terme car agit défavorablement sur la demande de travail.

Cependant, deux facteurs majeurs sont à considérer dans le cas haïtien. D'une part, les types d'investissements publics effectués, et d'autre part, la corruption qui règne à l'intérieur des entreprises publiques, détournant les fonds préalablement consacrés à des dépenses d'investissement public. En effet, parallèlement à l'élargissement du poids de l'investissement public dans les dépenses publiques et l'investissement global (respectivement 10,60 % et 21,38 % en moyenne de 1994 à 1999, contre 19,61 % et 55,90 % de 2000 à 2005), Haïti est devenue un pays de plus en plus corrompu (l'indice de corruption³³ est passé de -0,85 en 1998 à -1,70 en 2002) et son gouvernement de plus en plus inefficace (pour les mêmes années, l'indice d'efficacité gouvernementale³⁴ a régressé de -1,08 à -1,56). Un tel résultat aurait une incidence notable sur le rendement des investissements générés, et par ricochet sur la croissance économique³⁵. En outre, l'absence de continuité dans des projets d'investissements pourrait constituer également des pistes de raisonnement face à ce problème.

Par ailleurs, l'augmentation de la production dépend avant tout de la demande anticipée par les entreprises. Lorsque celles-ci prévoient de vendre davantage de produits, elles sont conduites à produire plus, donc à investir et à embaucher du personnel supplémentaire pour y parvenir. Le niveau de la consommation joue par conséquent un rôle essentiel pour déterminer le rythme d'investissement et de croissance. Or, le tableau No 16 montre qu'il n'existe même pas de relation unidirectionnelle entre l'investissement global et les autres composantes de la demande au seuil de 5%. Donc, les effets de retour attendus de l'investissement global sont mitigés sur les autres composantes de la demande globale, ce qui apparaît être pour le moment à la base de la non réponse de la croissance par rapport à l'augmentation de l'investissement en Haïti. Autrement dit, l'effet boucle (croissance de l'investissement, entraîne croissance des autres composantes de la demande globale, entraîne croissance de l'investissement) recherché entre l'investissement et les autres composantes de la demande globale n'est pas respecté. (Voir annexe page 28)

Le test de causalité, bien qu'il nous fournit des informations sur la structure causale des différentes variables sous étude, ne nous permet pas de mesurer l'impact d'un choc affectant l'investissement global sur la croissance économique, mesurée par la variation en pourcentage annuelle du PIB réel, et inversement.

En ce sens, plusieurs séries de fonctions de réponse impulsionnelle sont simulées dans l'objectif de déterminer l'impact des chocs d'investissement (global, public et privé) sur la croissance économique et sur les autres composantes de la demande globale. Dans ces figures, les variables : population et indice macro-économique, sont considérées comme exogènes en regard des théories de la croissance et des caractéristiques de l'économie haïtienne.

V.5 Fonctions de réponse impulsionnelle

On considère que l'amplitude du choc est égale à deux fois l'écart type, les pointillés représentent les intervalles de confiance et l'on s'intéresse aux effets du choc sur 20 périodes (20 années)³⁶. Le graphique No 4 de l'annexe indique qu'une innovation sur l'investissement global a une influence immédiate et positive sur le PIB réel de 149.08. En outre, ce choc subit pour les périodes subséquentes un affaiblissement, car son impact pour la 2^{ème} année s'établit à 28.05, pour s'annuler complètement à partir de la 6^{ème} année. Donc, les conséquences tendent à disparaître au fil du temps. Ce résultat laisse supposer que les investissements réalisés en Haïti ont surtout rapport aux investissements de substitution dont le but est de remplacer du matériel usé ou obsolète sans qu'il y ait forcément une augmentation de la capacité de production, et dont les impacts sont par définition de courte durée. En outre, l'augmentation instantanée de la production observée dans le test serait peut-être due à l'innovation survenue à partir des investissements de renouvellement.

Le PIB réel exerce également une influence immédiate sur l'investissement global de l'ordre de 3 090,77, même si pendant la période suivante, l'impact est négatif dû peut-être à l'instabilité macroéconomique régnant dans le pays pendant plus de deux décennies. Par ailleurs, les effets de ce choc diminuent avec le temps pour disparaître après 6 ans. Ces résultats tendent à montrer l'influence qu'exerce l'activité économique dans le choix d'investissement d'un agent.

En décomposant l'investissement global en investissements privé et public pour en mesurer les effets sur le PIB réel³⁷, les résultats (graphiques 5 à 7) montrent que la réaction du PIB aux composantes de l'investissement agrégé est quelque peu différente l'une de l'autre. En effet, le PIB réel réagit positivement à un choc subi par l'investissement privé pendant les deux premières années, mais les effets attendus à moyen et long termes s'affaiblissent significativement après la 3^{ème} année.

³³ Le Control of Corruption Index (CCI) est un indice calculé biennuellement par la Banque Mondiale et qui mesure la performance d'un pays en terme de transparence, de gouvernance, de contrôle de corruption et de népotisme. L'indicateur varie de -2,5 (mauvaise performance) à 2,5 (bonne performance).

³⁴ Le Government Effectiveness Index mesure la capacité d'un gouvernement à offrir les services publics de base, à élaborer et réaliser des mesures de politiques économiques de manière efficiente. L'indicateur varie de -2,5 (mauvaise performance) à 2,5 (bonne performance).

³⁵ Plusieurs études ont investigué l'incidence de la corruption sur la croissance ne serait guère significatif à court terme. ('Corruption and Growth', Paolo Mauro, 1995, Quaterly Journal of Economics; 'The Impact of Corruption on Economic Growth', Najib Asaad).

³⁶ Generalized impulse a été utilisé comme méthode de décomposition aux chocs.

³⁷ L'amplitude du choc est toujours égale à deux fois l'écart type, et l'on s'intéresse aux effets du choc sur 20 périodes (20 années).

Par ailleurs, la réponse du PIB réel à un choc de l'investissement public ferait apparaître un effet cyclique qui s'effrite au cours du temps, puisque la croissance du PIB réel est suivie après une année d'une décroissance de ce dernier, et ce, à un intervalle de temps très régulier, pour s'annuler à partir de la 7^{ème} période. Parallèlement, une accélération de la croissance économique stimule autant l'investissement public que privé, mais ce dernier dans une plus grande proportion. Néanmoins, ce choc n'est soutenu que durant les deux premières années, avant de s'estomper.

En compilant les résultats du test de causalité de Granger et les fonctions de réponse impulsionnelle, il en ressort que les répercussions d'un choc de l'investissement sur les autres variables de la demande globale ne sont pas suffisamment soutenues pour créer un effet de retournement sur l'investissement. D'autant plus, comme nous l'avons déjà constaté, l'effet multiplicateur attendu de l'investissement global est beaucoup trop faible pour induire une hausse soutenable de la croissance économique en Haïti.

Conclusion

Cette étude portée sur l'inélasticité de la croissance économique par rapport à l'augmentation de l'investissement montre à travers ses différentes parties, les raisons expliquant cette anomalie. Et, contrairement aux théories de la croissance basées sur l'effet multiplicateur de l'investissement, l'expérience haïtienne présente, somme toute, un cas assez particulier où l'investissement n'aurait un impact positif sur la croissance qu'à moyen terme (6 années). À la base de ce problème se trouvent, d'un côté, l'incapacité de l'investissement global à stimuler les autres composantes de la demande globale de manière à créer l'effet multiplicateur, et de l'autre côté, l'incapacité de l'État de créer un climat de confiance au niveau des investisseurs privés à travers les dépenses d'investissement publiques qu'il réalise. De plus, la détérioration des infrastructures physiques et sociales, la prédominance d'un climat de corruption, les types d'investissement privilégiés ainsi que les secteurs d'activités prioritaires sont autant d'éléments réduisant l'efficacité et donc l'impact des investissements réalisés sur la croissance économique. En effet, les projets d'investissement visant le développement d'un secteur d'activités tiennent peu compte de la synergie qui devrait exister entre les différents secteurs de l'économie, laquelle est indispensable à la réalisation effective de l'effet multiplicateur. Ceci revient à poser le problème de l'absence d'un certain équilibre structurel dans le processus de développement durable de l'économie haïtienne. Cet état de faits devrait par conséquent enjoindre les autorités à mettre l'emphase beaucoup plus sur le taux de rendement et de productivité de l'investissement global, que sur le volume, tout en :

- développant une politique attractive concernant les IDE ;
- augmentant la part des investissements productifs ;
- créant un climat social et politique devant favoriser l'investissement ;
- choisissant également des secteurs d'activités porteurs de forte valeur ajoutée et d'emplois massifs pouvant donc générer l'effet multiplicateur tant recherché ;
- réduisant surtout la corruption à l'intérieur de l'Etat.

De manière à atteindre dans les années à venir un taux de croissance économique reflétant le niveau des investissements réalisés.

Références bibliographiques

Downes, Andrew S., *Economic Growth in a Small Developing Country: the Case of Barbados*, University of the West Indies, 2001.

Gwartney James, Holcombe Randall G., Lawson Robert A., *Institutions and the Impact of Investment on Growth*, Florida State University.

Kelley, Martha N., *Assessing the Investment Climate in Haiti: Policy Challenges*, OCDE, 2001.

Kolstad Ivar, Villanger Espen, Michelsen Chr., *Promoting Investment in Small Caribbean States*, Institute, 2004.

Qin Duo, Cagas Marie Anne, Quising Pilipinas, He Xing-Hua, Queen Mary, *How much does Investment drive Economic Growth in China*, University of London, 2005.

Mitchell, Daniel J. *The Impact of Government Spending on Economic Growth*, The Heritage Foundation, 2005.

Roache, Shaun K., *Domestic Investment and the Cost of Capital in the Caribbean*, IMF Working Paper, 2006.

Sarkar Hiren, Hasan M. Aymul, *Impact of Corruption on the Efficiency of Investment: Evidence from a cross-country analysis*, Asia-Pacific Development Journal, 2001.

Schmidt-Hebbel Klaus, Servan Luis, Solimano Andrés, *Saving, Investment and Growth in Developing Countries: an Overview*, Policy Research Working Paper, the World Bank Policy Research Department, 1994.

Sigrist Arnaud et Thauvin Sebastien, *Investissements Publics et Croissance*, 2000.

'Décret sur les Fonds d'Investissements Publics'.

Investment and Economic Growth, from *Asset-based Financing, Investment and Economic Growth in Canada*, The Centre for Spatial Economics.

'Code des Investissements en Haïti', version révisée en 2002.

Tableau 1

Évolution du taux de croissance du PIB, du taux d'investissement et de l'ICOR

	Taux d'Investissement	Taux de croissance du PIB	ICOR
1970			
1971	8,65%	6,48%	0,12%
1972	10,09%	0,95%	0,73%
1972	11,90%	4,76%	-0,06%
1974	13,88%	5,81%	1,03%
1975	14,48%	1,12%	0,99%
1976	15,22%	8,41%	0,11%
1977	15,93%	3,71%	-0,02%
1978	15,69%	6,21%	0,33%
1979	17,45%	7,56%	0,12%
1980	16,48%	7,37%	0,58%
1981	17,09%	-2,84%	0,97%
1982	16,52%	-3,57%	0,35%
1983	17,25%	0,90%	-0,16%
1984	18,00%	0,30%	-1,26%
1985	19,95%	0,60%	1,10%
1986	18,35%	-0,49%	3,34%
1987	18,68%	-0,79%	0,21%
1988	16,55%	1,52%	-0,46%
1989	17,29%	-2,91%	-0,21%
1990	17,23%	1,04%	0,00%
1991	17,70%	1,88%	0,92%
1992	18,59%	-5,31%	1,22%
1993	14,55%	-5,43%	0,28%
1994	10,76%	-11,94%	0,12%
1995	21,88%	9,90%	0,70%
1996	23,48%	4,14%	2,87%
1997	24,61%	2,71%	-0,84%
1998	23,30%	2,18%	0,73%
1999	28,12%	2,71%	0,70%
2000	33,00%	0,87%	-0,11%
2001	32,93%	-1,04%	1,30%
2002	33,85%	-0,25%	2,63%
2003	34,78%	0,36%	12,54%
2004	34,88%	-3,51%	0,96%
2005	34,76%	1,79%	0,25%
2006	34,72%	2,31%	0,71%
2007	34,50%	3,44%	
2008	34,59%	1,27%	

Sources :

Taux d'investissement : calculs des auteurs (I constant / PIB constant)

Taux de croissance du PIB : calculs de auteurs

ICOR : calculs des auteurs ($\Delta FBCF / \Delta PIB$)

Tableau 2

Évolution comparative des taux d'intérêt créditeurs en Haïti et dans la région caribéenne

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Haiti	-	21	23,62	22,88	25,09	28,63	25,67	30,58	34,08	27,38	27,46	33,4
Jamaïque	39,83	32,86	31,59	27,01	23,35	20,61	18,5	18,89	18,14	17,36	17,64	17,2
Rep.Dom	23,73	21,01	25,64	25,05	26,8	24,26	26,06	31,39	32,63	24,11	19,48	15,83
Honduras	29,74	32,07	30,69	30,15	26,82	23,76	22,69	20,8	19,88	18,83	17,44	16,61
Antigua et Barbade	12,26	11,98	12,2	12,07	12,17	11,62	11,39	12,82	11,96	11,39	10,89	10,44
Bahamas	6,75	6,75	6,75	6,38	6,00	6,00	6,00	6,00	6,00	5,54	5,50	5,50
Barbade	10	9,83	9,75	9,40	10,19	9,58	8,50	8,50	8,33	9,17	10,29	10,80
Dominique	11,43	11,17	11,27	11,4	11,68	11,14	10,97	11,5	8,94	9,96	9,5	9,17
Grenade	9,99	11,24	11,73	11,62	11,6	10,19	11,31	12,05	10,18	10,08	9,85	9,76
Guyana	17,79	17,04	16,77	17,11	17,3	17,01	16,33	14,99	14,54	14,54	14,54	14,61
St-Kitts et Nevis	11,08	10,89	12,22	10,25	10,01	-	-	-	10,25	10,03	9,3	9,28
Ste Lucie	11,4	12,79	13,06	12,97	12,59	15	11,07	10,46	11,07	10,61	10,78	10,12
St-Vincent et Grenadines		11,29	11,31	11,55	11,46	11,63	11,56	11,83	9,69	9,58	9,73	9,61

Sources : Statistiques Financières Internationales (FMI)

Calcul de l'indice d'instabilité macroéconomique

L'indice a été calculé suivant la méthodologie de l'IDH (indice de développement humain) en sélectionnant les variables macroéconomiques suivantes : le taux d'inflation annualisé, la variation du taux de change et le degré d'ouverture de l'économie. Ce dernier est calculé suivant la formule $(X+M)/PIB$. Par hypothèse, chaque composante économique a le même poids dans l'indice global. Un indice dimensionnel est calculé pour chaque variable suivant la formule suivante: $(\text{valeur de l'année considérée} - \text{valeur minimale}) / (\text{valeur maximale} - \text{valeur minimale})$. L'indice global est la moyenne arithmétique des 2 indices dimensionnels. Plus l'indice plus élevé, plus le niveau d'instabilité macroéconomique est élevé.

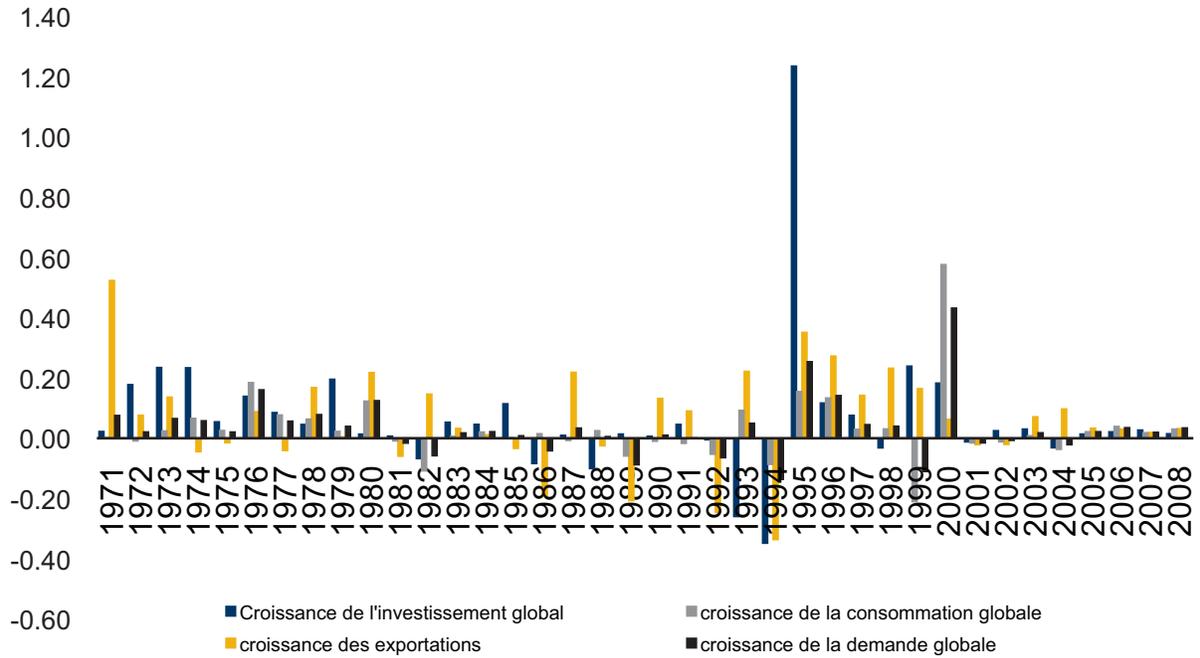
Tableau 3
Évolution de l'indice d'instabilité macroéconomique en Haïti

	Degré d'ouverture de l'économie haïtienne	variation du tx de change	Inflation base 1987	Indice dimensionnel du taux d'ouverture	Indice dimensionnel de la variation du tx de change	Indice dimensionnel de l'inflation	Indice d'instabilité macroéconomique
1970	0,29	0,00	0,01	0,00	0,14	0,42	0,18
1971	0,32	0,00	0,1	0,02	0,14	0,65	0,27
1972	0,36	0,00	0,03	0,06	0,14	0,47	0,22
1972	0,37	0,00	0,23	0,07	0,14	0,98	0,39
1974	0,36	0,00	0,15	0,06	0,14	0,78	0,32
1975	0,48	0,00	0,17	0,16	0,14	0,83	0,37
1976	0,49	0,00	0,07	0,16	0,14	0,57	0,29
1977	0,52	0,00	0,06	0,19	0,14	0,55	0,29
1978	0,48	0,00	-0,03	0,16	0,14	0,32	0,20
1979	0,55	0,00	0,13	0,21	0,14	0,73	0,36
1980	0,54	0,00	0,18	0,21	0,14	0,85	0,40
1981	0,49	0,00	0,11	0,16	0,14	0,67	0,32
1982	0,55	0,00	0,07	0,21	0,14	0,57	0,31
1983	0,58	0,00	0,1	0,24	0,14	0,65	0,34
1984	0,58	0,00	0,06	0,24	0,14	0,55	0,31
1985	0,52	0,00	0,11	0,19	0,14	0,67	0,33
1986	0,55	0,00	0,03	0,21	0,14	0,47	0,27
1987	0,59	0,00	-0,11	0,25	0,14	0,11	0,16
1988	0,43	0,00	0,04	0,12	0,14	0,49	0,25
1989	0,43	0,00	0,07	0,12	0,14	0,57	0,27
1990	0,44	0,00	0,21	0,12	0,14	0,93	0,40
1991	0,38	0,21	0,15	0,07	0,43	0,78	0,43
1992	0,34	0,62	0,19	0,04	1,00	0,88	0,64
1993	0,51	0,31	0,3	0,18	0,57	1,16	0,64
1994	0,45	0,17	0,39	0,13	0,37	1,39	0,63
1995	0,66	0,00	0,28	0,30	0,14	1,11	0,52
1996	0,84	0,04	0,21	0,45	0,19	0,93	0,52
1997	0,88	0,06	0,21	0,49	0,22	0,93	0,55
1998	0,95	0,01	0,11	0,54	0,15	0,67	0,46
1999	1,12	0,01	0,09	0,68	0,15	0,62	0,49
2000	1,38	0,25	0,14	0,90	0,48	0,75	0,71
2001	1,37	0,15	0,14	0,89	0,35	0,75	0,66
2002	1,36	0,20	0,1	0,88	0,41	0,65	0,65
2003	1,4	0,45	0,39	0,91	0,76	1,39	1,02
2004	1,46	-0,09	0,23	0,97	0,01	0,98	0,65
2005	1,48	0,02	0,16	0,98	0,16	0,80	0,65
2006	1,51	0,06	0,13	1,00	0,22	0,73	0,65
2007	1,47	-0,10	0,09	0,97	0,00	0,61	0,53
2008	1,51	0,02	0,15	1,00	0,17	0,77	0,65

Sources:

Exportations et Importations: Banque de la République d'Haïti (website)
Taux de change et IPC : Statistiques Financières Internationales (FMI)

Graphique 1
Croissance de la demande globale et de ses composantes



Graphique 2
Représentation graphique des différentes séries sous-étude

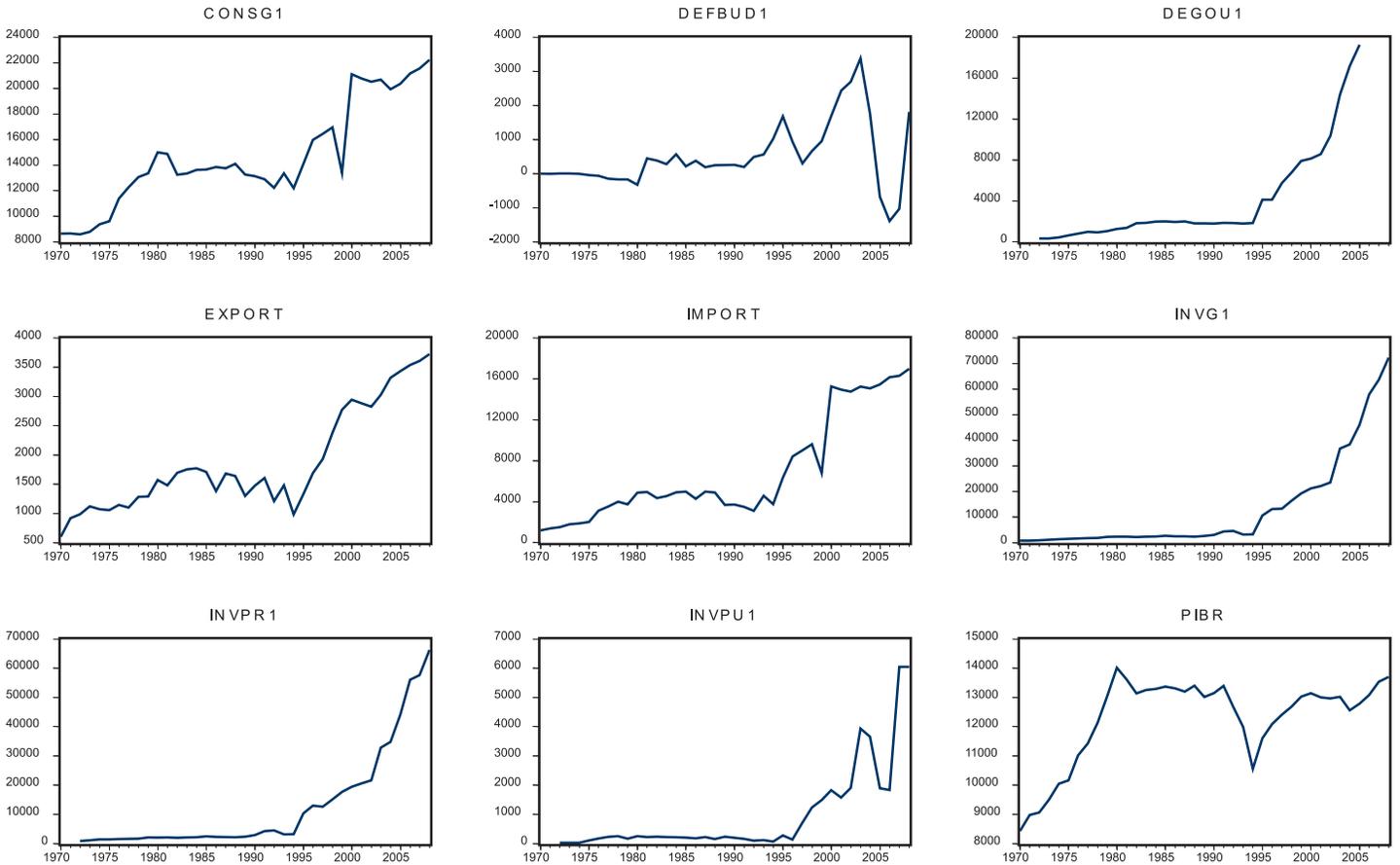


Tableau 4**Test de stationnarité sur la consommation globale**

Null Hypothesis: D(CONSG1) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.034942	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

Tableau 5**Test de stationnarité sur le déficit budgétaire**

Null Hypothesis: DEFBUD1 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.450331	0.0004
Test critical values: 1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 6**Test de stationnarité sur les exportations**

Null Hypothesis: D(EXPORT) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.589984	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 7

Test de stationnarité sur les importations

Null Hypothesis: D(IMPORT) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.314414	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 8

Test de stationnarité sur l'investissement global

Null Hypothesis: D(INVG1,2) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.320183	0.0101
Test critical values: 1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 9

Test de stationnarité sur l'investissement privé

Null Hypothesis: D(INVPR1,2) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.019800	0.0002
Test critical values: 1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 10**Test de stationnarité sur l'investissement public**

Null Hypothesis: D(INVPU1,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.037243	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.641672	
5% level	-1.952066	
10% level	-1.610400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 11**Test de stationnarité sur le PIB réel**

Null Hypothesis: D(PIBR) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.398374	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

Tableau 12**Test de stationnarité sur les dépenses gouvernementales**

Null Hypothesis: D(DEGOU1,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.902296	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

Tableau 13

Choix du nombre de retards optimal

	LV	AIC	SIC
p = 1	-1557.45	95.14	97.84
p = 2	-1452.19	93.83	98.18
p = 3	-1307.46	89.97	96.01

Tableau 14

Test de cointégration entre PIB réel et investissement global

Sample (adjusted): 1974 2008
 Included observations: 35 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: D(PIBR) D(INVG1,2)
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.801139	66.85835	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.255535	10.32812	3.841466	0.0013

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tableau 15

Test de causalité entre PIB réel et investissement global

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1970 2008

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(INVG1,2) does not Granger Cause D(PIBR)	35	0.01440	0.98571
D(PIBR) does not Granger Cause D(INVG1,2)		3.25405	0.05260

Table 16
Test de causalité sur les composantes de l'investissement global

Pairwise Granger Causality Tests
 Sample: 1970 2008
 Lags: 2

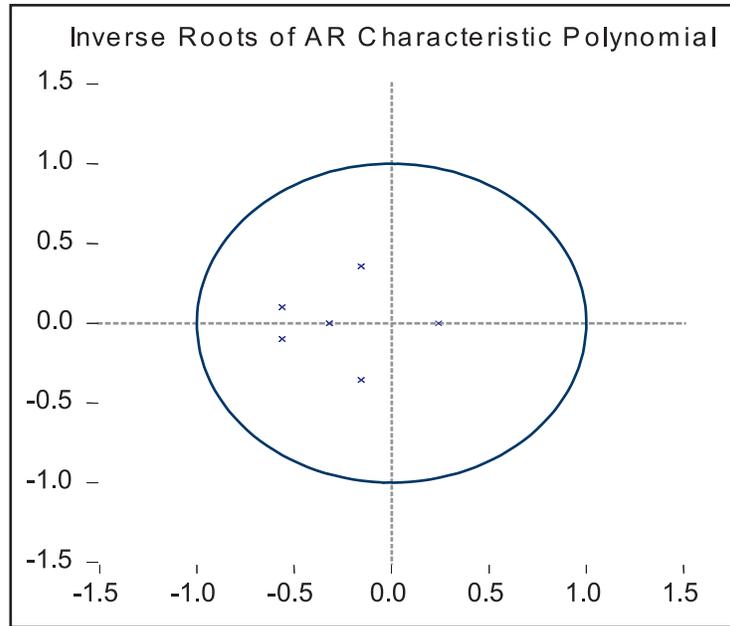
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(INVPR1,2) does not Granger Cause D(INVG1,2)	33	0.21949	0.80430
D(INVG1,2) does not Granger Cause D(INVPR1,2)		1.49871	0.24080
D(INVPU1,2) does not Granger Cause D(INVG1,2)	33	0.21923	0.80451
D(INVG1,2) does not Granger Cause D(INVPU1,2)		9.39453	0.00076
D(INVPU1,2) does not Granger Cause D(INVPR1,2)	33	1.50173	0.24014
D(INVPR1,2) does not Granger Cause D(INVPU1,2)		9.39467	0.00076

Tableau 17
Test de causalité entre les composantes de la demande globale

Pairwise Granger Causality Tests
 Sample: 1970 2008
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(EXPORT) does not Granger Cause D(INVG1,2)	35	0.96988	0.39070
D(INVG1,2) does not Granger Cause D(EXPORT)		0.93824	0.40250
D(CONSG1,1) does not Granger Cause D(INVG1,2)	35	1.83626	0.17688
D(INVG1,2) does not Granger Cause D(CONSG1,1)		0.35203	0.70613
D(DEFBUD1) does not Granger Cause D(INVG1,2)	35	0.48595	0.61987
D(INVG1,2) does not Granger Cause D(DEFBUD1)		8.89170	0.00093
D(CONSG1,1) does not Granger Cause D(EXPORT)	36	0.32217	0.72697
D(EXPORT) does not Granger Cause D(CONSG1,1)		0.73069	0.48969
D(DEFBUD1) does not Granger Cause D(EXPORT)	36	0.30761	0.73742
D(EXPORT) does not Granger Cause D(DEFBUD1)		0.29752	0.74475
D(DEFBUD1) does not Granger Cause D(CONSG1,1)	36	0.21355	0.80889
D(CONSG1,1) does not Granger Cause D(DEFBUD1)		0.03762	0.96313

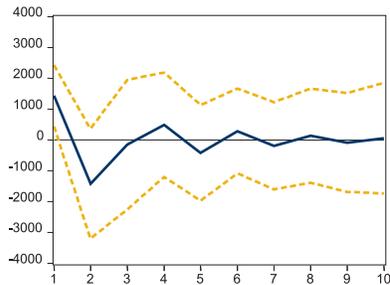
Graphique 3
 Test de racine unitaire du modèle VAR



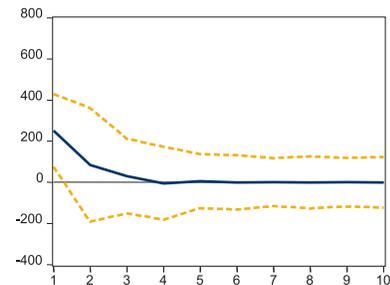
Graphique 4
 Réponse impulsionnelle entre investissement global et PIB réel

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of D(INVG1,2) to D(PIBR)



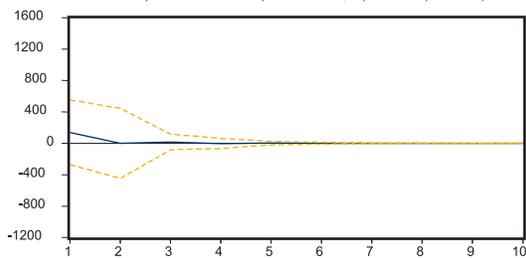
Response of D(PIBR) to D(INVG1,2)



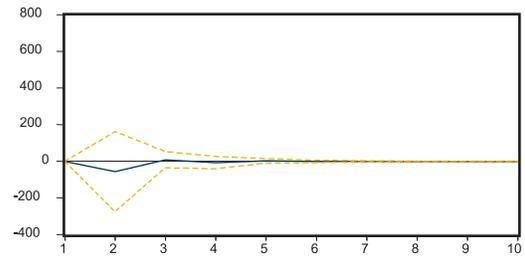
Graphique 5
 Réponse impulsionnelle entre investissement public et PIB réel

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

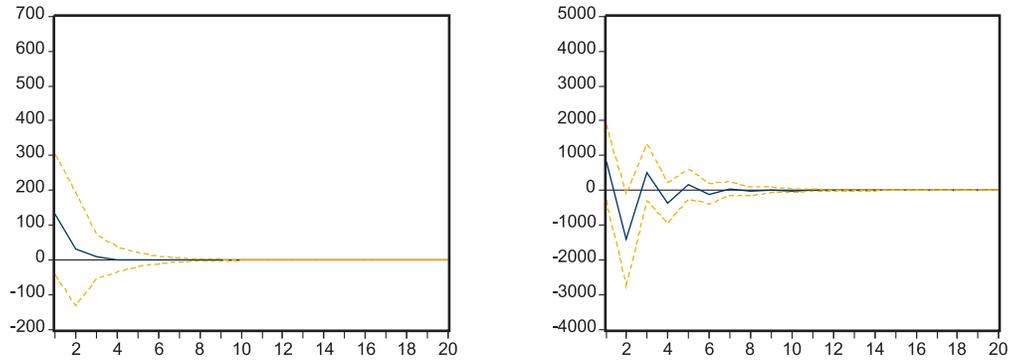
Response of D(INVPU1,2) to D(PIBR)



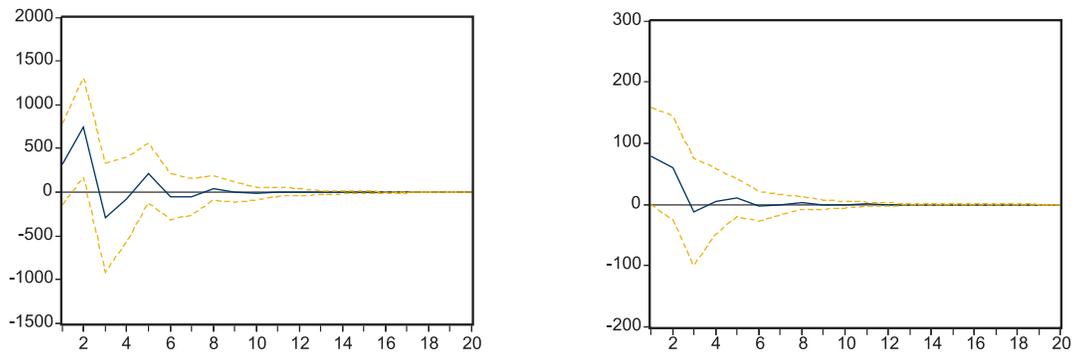
Response of D(PIBR) to D(INVPU1,2)



Graphique 6
Réponse impulsionnelle entre investissement privé et PIB réel



Graphique 7
Réponse impulsionnelle des autres composantes de la demande globale à un choc sur l'investissement



¹Calcul de l'inflation sous-jacente dans le cas d'Haïti

Jemley Marc Jean-Baptiste et Dudley Augustin

Résumé

Ce document se propose de présenter les deux méthodes de calcul de l'inflation sous-jacente appliquées au sein de la BRH dans le cas haïtien, qui sont les méthodes d'exclusion à facteurs spéciaux et celle dite à influence limitée. Nous avons utilisé une approche purement statistique pour l'évaluation de la performance de ces deux critères. Les résultats trouvés ont permis de conclure que les deux méthodes de calcul de l'inflation sous-jacente contiennent des informations sur les valeurs futures de l'inflation globale. En outre, la mesure de l'inflation sous-jacente à partir de l'exclusion des facteurs spéciaux fournit dans le cas haïtien de bien meilleurs résultats au regard des paramètres statistiques utilisés.

Mots clés: Inflation sous-jacente, inflation globale, politique monétaire.

¹Nos plus vifs remerciements s'adressent au Directeur du Département Monnaie et Analyse Économique de la BRH pour ses commentaires et suggestions. Toutefois, nous tenons à rappeler aux lecteurs que nous demeurons les seuls responsables des erreurs éventuelles rencontrées dans ce document.

Sommaire

I. Introduction	34
II. Cadre conceptuel	34
II.1 Concept d'inflation sous-jacente	34
II.2. Types de méthode de mesure de l'inflation sous-jacente	35
II.2.1 Méthode statistiques	35
II.2.1.2 Méthodes économétriques	35
III. Expériences en matière de calcul des indicateurs d'inflation sous-jacente	35
IV. L'inflation sous-jacente calculée dans le cas haïtien	35
V. Caractéristiques statistiques de l'inflation en Haïti	36
VI. Inflation sous-jacente et politique monétaire	39
VII. Conclusion et perspectives	41
Bibliographie	42
Annexes	43

I. Introduction

Depuis sa création, la Banque de la République d'Haïti s'est fixée pour principal objectif d'assurer la stabilité des prix. Pour ce faire, elle s'est dotée d'un ensemble de moyens lui permettant de mener à bien sa politique. Toutefois, malgré la panoplie d'instruments de politique monétaire utilisés (Coefficients de Réserves Obligatoires, interventions sur le marché des changes, bons BRH, mesures dissuasives, etc.), les résultats n'ont guère suivi. De plus, nous avons assisté à des variations très brusques de l'inflation en Haïti, passant par exemple de 41,5 % à 49,9 % en juillet et août 1994, respectivement, de 22,2 % à 14,3 % durant les mêmes mois de l'année suivante (1995). Face à ces fortes oscillations observées, les autorités monétaires auraient pu décider de modifier leur politique d'alors (expansionniste ou restrictive) à partir d'information imparfaite, puisqu'il se pourrait que ces variations de l'inflation soient transitoires, ne représentant donc pas le comportement tendanciel et généralisé des prix des produits.

Fort de ce constat, les recherches ont conduit les banques centrales à se servir d'autres mesures pour éviter tout jugement fallacieux du niveau des prix; elles ont donc eu recours au concept d'inflation sous-jacente, à partir duquel les décisions de politique monétaire sont de nos jours fondées.

En Haïti, certains efforts ont été entrepris au cours de l'année 2004 en vue d'élaborer des méthodes de calcul de la tendance de l'inflation. Jean Morel Clairmond Junior et Ronald Gabriel² ont été les premiers à se pencher à la BRH sur la problématique de l'inflation sous-jacente et ont établi un indicateur de calcul, qui a en outre conduit à l'établissement d'un autre en 2009 à partir de certaines limites du premier indicateur. Bien que ces méthodes aient montré des faiblesses inhérentes, il serait de bon ton de vous les présenter dans le cadre de ce document tout en dégagant de nouvelles perspectives visant à les parfaire et, au cas échéant, à inciter l'utilisation d'autres indicateurs du comportement tendanciel de l'inflation.

Après une définition du concept de l'inflation sous-jacente ainsi qu'une courte présentation des différents indicateurs de calcul de l'inflation sous-jacente, l'essentiel du document sera consacré à l'expérience haïtienne dans le calcul de cet indicateur. Ce dernier point permettra de confronter les deux méthodes de calculs et d'étudier leur importance et pertinence dans les prises de décisions des autorités monétaires.

II. Cadre conceptuel

2.1 Concept d'inflation sous-jacente

Bien que son emploi soit généralisé, il n'existe pas encore de consensus sur le concept d'inflation sous-jacente. Le principe général lié à cette définition est d'extraire de la série d'inflation l'effet des chocs transitoires. Par ailleurs, la revue de la littérature permet de dégager les deux grands courants suivants :

2.1.1 L'inflation sous-jacente comme inflation persistante

L'inflation sous-jacente doit refléter la tendance des prix incorporée aux anticipations des agents. Donc, il convient de distinguer des composantes permanentes celles qui sont transitoires ou encore, déterminer les chocs sur le niveau des prix ayant un effet seulement temporaire sur l'inflation des chocs qui lui sont persistants. Cette approche, visant à prioriser le caractère persistant de l'inflation, a été évoquée dans la définition de plusieurs économistes dont celle de Milton Friedman (1963) selon laquelle l'inflation serait la hausse régulière et prolongée du niveau général des prix, qui correspondrait à la partie stable de l'évolution des prix et se distinguerait de l'inflation intermittente.

De manière similaire, la définition de Laidler et Parkin (1990) de l'inflation « comme un processus de hausse des prix ou, de manière équivalente, comme une chute continue de la valeur de la monnaie, souligne également la persistance et la continuité des variations des prix comme une caractéristique définissant l'inflation » .

En rapport avec la conception de l'inflation sous-jacente comme la partie permanente de l'inflation, Quah et Vahey (1995) définissent l'inflation sous-jacente « comme cette composante de l'inflation observée qui n'a pas d'impact dans le moyen et long termes sur la production réelle ». Selon Quah et Vahey, l'inflation sous-jacente inclut les mouvements cycliques de l'inflation, associés aux pressions de la demande excédentaire et accorde une place plus importante sur le moyen terme.

2.1.2 L'inflation sous-jacente comme inflation généralisée

Une autre conception de l'inflation sous-jacente met l'accent sur la généralité des mouvements des prix et est reflétée dans la définition d'Arthur Okun (1970) de l'inflation. Selon ce dernier, l'inflation sous-jacente est une condition de hausse généralisée des prix. John Flemming la définit comme le taux auquel le niveau général des prix s'élève dans l'économie.

Au reste, la plupart des banques centrales la définissent comme l'inflation globale excluant les éléments dont les mouvements des prix distordent ou obscurcissent vraisemblablement la tendance plus générale des autres prix.

²Respectivement Cadre et Directeur du Département Monnaie et Analyse Économique à la BRH.

2.2 Types de méthodes de mesure de l'inflation sous-jacente

Plusieurs méthodes sont utilisées pour mesurer la composante sous-jacente de l'inflation. Nous avons décidé dans le cadre de ce papier d'adopter la stratégie de Mankikar et Paisley consistant à les regrouper en deux grandes catégories : les méthodes statistiques et les méthodes économétriques.

2.2.1 Méthodes statistiques

Cette catégorie regroupe l'ensemble des indicateurs utilisant des approches statistiques. Une première possibilité consiste à identifier les composantes les plus importantes à partir d'un indice de prix existant. Il peut s'agir d'enlever du calcul de cet indice les prix de certains postes de dépenses comme dans certains cas, les groupes « énergie et alimentation ». Selon Catta et Slok, ces deux rubriques sont exposées à des chocs de l'offre tels que l'évolution des prix internationaux, les conditions naturelles de production, etc. À l'intérieur de ces méthodes, nous retrouvons celle dite « méthode d'exclusion à facteurs spéciaux »³ qui constitue la première méthode établie à la BRH en matière de calcul d'inflation sous-jacente.

Une alternative revient à ne pas exclure des postes ou groupes de dépenses de manière définitive, mais à éliminer mensuellement les variations de prix les plus importantes. Toutefois, une perte d'information pertinente sur la tendance de l'inflation est toujours probable, d'autant plus que les changements de prix dans une économie sont effectués de manière périodique. Cette approche regroupe les méthodes à influence limitée dont les plus connues sont : la médiane pondérée, la moyenne tronquée, etc. Une autre possibilité consiste à accorder un poids plus faible aux variations de prix les plus importantes. Toute la difficulté réside dans le choix d'une pondération pour une mesure pertinente de l'inflation.

2.2.2 Méthodes économétriques

La deuxième catégorie s'appuie sur des modèles économétriques multivariés où une structure théorique des prix est imposée (VAR structurel par exemple). Ces modèles régressent l'inflation sur son passé et ses déterminants. Cette approche présente l'inconvénient d'être subordonnée à une connaissance a priori de l'inflation sous-jacente.

III. Expériences en matière de calcul des indicateurs d'inflation sous-jacente

De nos jours, la plupart des banques centrales fondent leurs prises de décision sur des indicateurs de calcul d'inflation sous-jacente. Ainsi, une revue non exhaustive des expériences des principales grandes banques centrales des pays industrialisés et de quelques autres États sera présentée ci-après :

La banque centrale de France calcule un taux d'inflation sous-jacente à partir de l'indice des prix à la consommation de l'INSEE⁴ hors produits frais, tarifs publics, produits pétroliers, TVA et droits sur les tabacs.

La fédérale réserve des États-Unis se sert de l'indice des prix à la consommation hors alimentation et énergie comme mesure de l'inflation sous-jacente.

La banque du Japon utilise les indicateurs d'inflation sous-jacente constitués de l'indice des prix à la consommation hors aliments frais et de l'énergie. Toutefois, les travaux de recherche qu'elle a menés, l'orientent vers l'utilisation d'indicateurs à influence limitée. Ainsi, les études de Shiratsuka (1997), Hitoshi et Masahiro (1999), de Bryan et de Cecchetti (1999) ont révélé la supériorité de l'utilisation de la moyenne réduite pour la mesure de l'inflation sous-jacente du Japon.

La banque du Canada, pour le ciblage de l'inflation, se réfère à l'indice des prix à la consommation hors aliments (fruits, légumes, tabac), énergie (essence, mazout, gaz naturel), transport et les effets des impôts indirects sur l'IPC. Parallèlement, elle publie le taux d'inflation calculé par la méthode à double pondération et suit d'autres indicateurs tels que la médiane pondérée des variations des composantes de l'IPC global et la moyenne pondérée de leur distribution réduite d'un certain pourcentage de chaque côté.

La banque centrale de Tunisie utilise dans ses analyses un indice des prix à la consommation hors alimentation. Il faut souligner que ce groupe de dépenses représente 59 % du panier des biens de consommation.

IV. L'inflation sous-jacente calculée dans le cas haïtien

C'est à partir de 2004 que nous avons commencé à calculer l'indice des prix à la consommation sous-jacent à la BRH ; ceci dans un souci majeur d'améliorer l'efficacité dans les décisions de politique monétaire liées à la mission principale de la Banque Centrale. En effet, par rapport aux limites et reproches assimilées au calcul de l'inflation globale, il était temps d'avoir à la BRH un autre indicateur rendant compte du niveau des prix ; l'inflation sous-jacente s'est donc présentée comme une

³Cette méthode sera présentée de manière détaillée en annexe.

⁴Institut national de la statistique et des études économiques.

alternative. Présentement, deux méthodes sont utilisées à la BRH pour calculer l'inflation sous-jacente, il s'agit :

- a) de la méthode à exclusion de facteurs spéciaux ;
- b) de la méthode à influence limitée.

4.1 Méthode à exclusion de facteurs spéciaux

La méthode à exclusion de facteurs spéciaux est la plus répandue au niveau mondial et constitue la première méthode utilisée à la BRH pour calculer l'inflation sous-jacente. La méthodologie qui sous-tend cette méthode consiste à enlever définitivement à partir d'un certain temps d'observation et de l'intuition économique certains produits du panier de consommation de base que nous considérons les variations de prix comme étant les plus volatils. Les postes de dépense restant sont ensuite utilisés pour former en premier lieu le panier de consommation sous-jacent, et en second lieu, pour calculer l'indice sous-jacent à partir de nouvelles pondérations liées à chacun des postes de dépenses composant le nouveau panier.

4.2 Méthode à influence limitée

Statistiquement plus robuste que la précédente, la méthode à influence limitée a été nouvellement initiée à la Banque et se base sur un seuil à partir duquel les produits sont exclus du panier de consommation de base. Pour y parvenir, nous réalisons le couplage entre la pondération liée à chacun des postes de dépenses et sa variance à chaque date d'observation, donc chaque mois. Si la valeur couplée qui est trouvée pour un poste est supérieure au seuil de 40, nous l'enlevons automatiquement du panier devant calculer l'inflation sous-jacente à partir de la méthode à influence limitée.

L'une des différences majeures qui réside entre ces deux méthodes utilisées à la BRH et qui ont été thématiquement présentées ci-dessus a trait à l'aspect dynamique de la seconde par rapport à la première, puisqu'il existe une sorte d'entrées-sorties entre les produits composant le panier de consommation de l'indice sous-jacent au niveau de la seconde méthode. En d'autres termes, le panier de consommation utilisé pour calculer l'inflation sous-jacente n'est pas fixe dans le temps comme dans la méthode d'exclusion à facteurs spéciaux.

Il s'ensuit donc que les analyses économiques deviennent plus complexes à se réaliser à partir de la seconde méthode en raison de la variabilité du panier de consommation servant à calculer l'inflation sous-jacente.

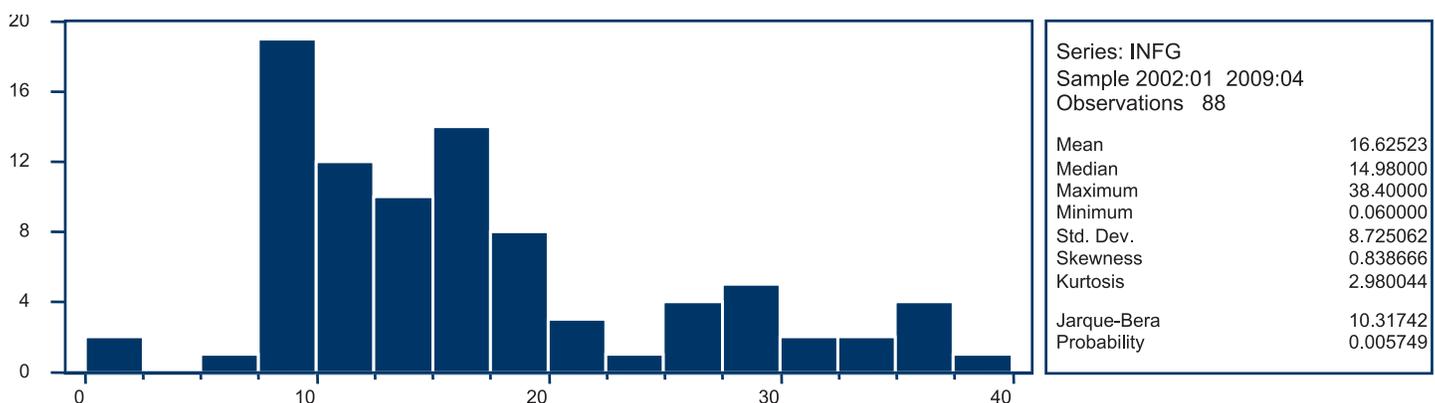
Cependant, à ce stade, une question mérite d'être soulevée à savoir, laquelle de ces deux méthodes de calcul d'inflation sous-jacente fournit de meilleurs résultats pour Haïti ? La section suivante nous permettra de répondre à cette question.

V. Caractéristiques statistiques de l'inflation en Haïti et comparaison des résultats obtenus

Dans cette partie, nous nous proposons de présenter les caractéristiques statistiques des différentes séries d'inflation en Haïti à partir de différents paramètres de tendance centrale et de dispersion comme la moyenne arithmétique, l'écart-type, les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement, etc. Ces indicateurs permettront de comparer les séries afin de déceler celle qui est la plus appropriée. Pour cela, nous utiliserons des données à fréquence mensuelle allant de janvier 2002 à avril 2009.

5.1 Inflation globale

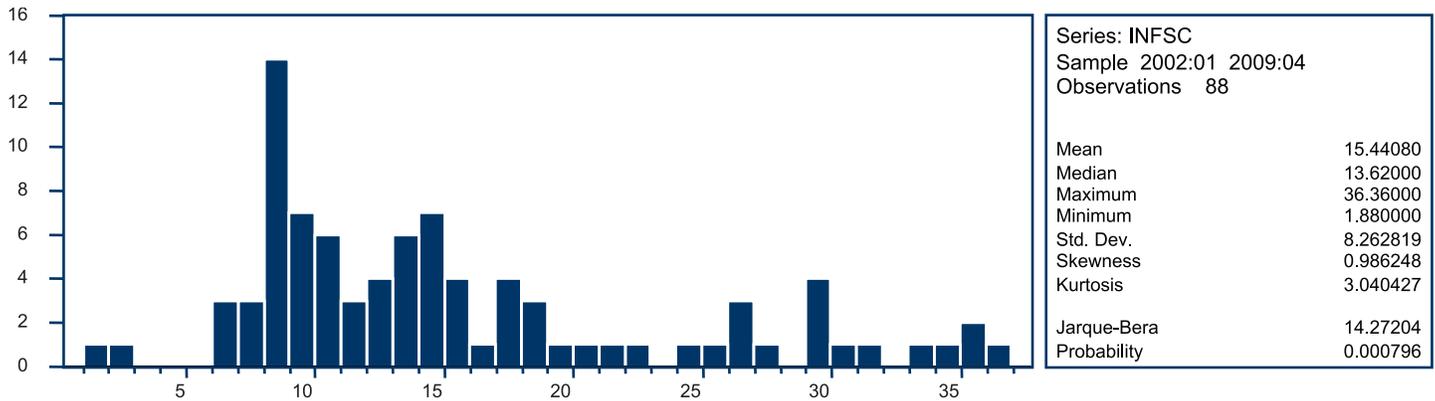
Graphique 1
Caractéristiques statistiques de l'inflation globale



Le coefficient d'aplatissement qui vaut 2,98 nous indique que la plupart des variations de prix diffèrent très peu de la moyenne. De plus, le fait que la distribution soit asymétrique à droite révèle que les variations à la hausse l'emportent sur les variations à la baisse. Ainsi le processus désinflationniste entamé depuis le mois de juillet de l'année dernière n'a pas encore compensé les fortes hausses survenues pendant les années précédentes et plus particulièrement en 2003 et 2004.

5.2 Inflation sous-jacente (Méthode d'exclusion à facteurs spéciaux)

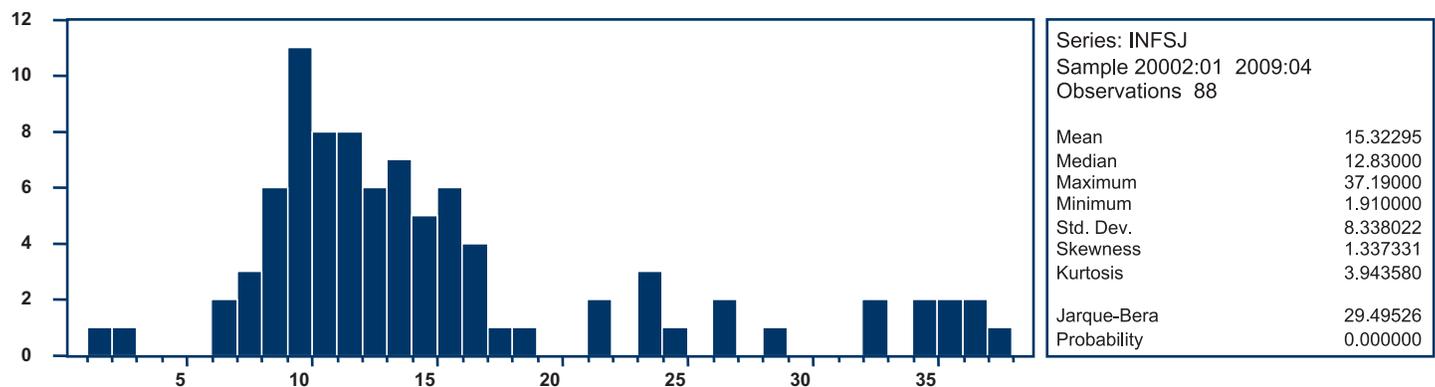
Graphique 2
Caractéristiques statistiques de l'inflation sous-jacente (méthode d'exclusion à facteurs spéciaux)



Les mêmes considérations peuvent être faites pour l'inflation sous-jacente calculée à partir de la méthode d'exclusion de facteurs spéciaux pour le coefficient d'aplatissement qui est supérieur à 3 (3,04). Cependant, la distribution étant leptokurtique, une grande partie des mouvements de prix est proche de la moyenne, tandis qu'un petit nombre de variations de prix en diffère sensiblement.

5.3 Inflation sous-jacente (Méthode à influence limitée)

Graphique 3
Caractéristiques statistiques de l'inflation sous-jacente (méthode à influence limitée)



Les mêmes caractéristiques qui ont servi à décrire l'inflation globale peuvent être aussi utilisées pour la série de l'inflation à influence limitée, puisque les coefficients d'aplatissement et d'asymétrie sont respectivement supérieurs à 3 et à 0. Théoriquement, les distributions des taux d'inflation sous-jacente devraient présenter les caractéristiques d'une distribution gaussienne si nous tenons compte du débarras des produits volatils qui devraient être faits au niveau du taux d'inflation brute (asymétrie et forme leptokurtique). Malheureusement, les calculs effectués pour les deux distributions du taux d'inflation sous-jacente prouvent le contraire en raison de la non normalité des erreurs. De ce fait, la série du taux d'inflation n'a pas été totalement enlevée de toutes les imperfections qui l'affectent.

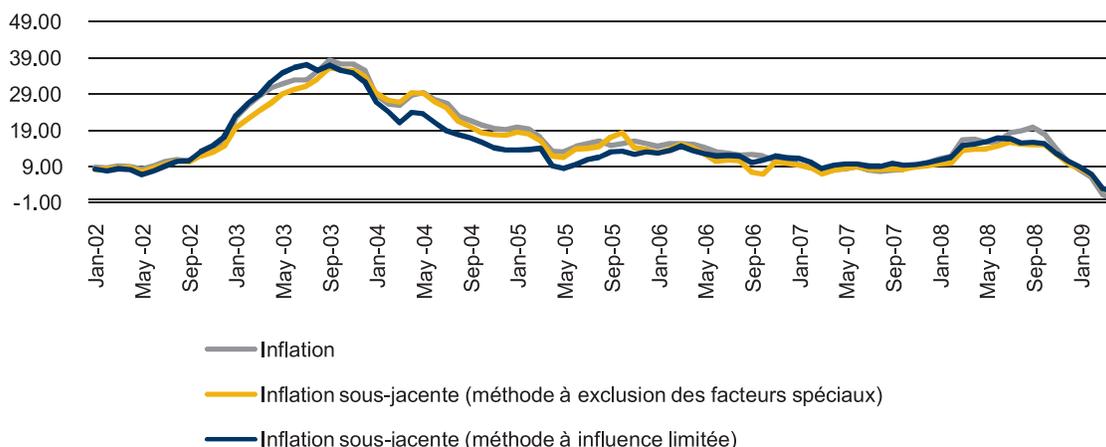
5.4 Comparaison des 3 séries (inflation sous-jacente et inflation globale)

Dans cette partie, notre attention sera portée sur la comparaison entre les deux méthodes de calcul de l'inflation sous-jacente par rapport à l'inflation globale. Pour ce faire, nous utiliserons les paramètres de dispersion pour établir laquelle de ces deux méthodes est la plus appropriée dans le cas haïtien.

La première analyse s'effectue à partir de l'écart-type où la méthode d'exclusion à facteurs spéciaux présente un écart-type inférieur à celui de la méthode à influence limitée. De ce fait, les valeurs extrêmes et les mouvements transitoires sont plus importants dans cette dernière où le panier de consommation permettant de calculer l'inflation sous-jacente est plus impur que celui de la méthode à exclusion des facteurs spéciaux.

La seconde analyse se fait avec le coefficient de variation où la méthode à exclusion des facteurs spéciaux procure de meilleurs résultats en termes d'homogénéité et de concentration par rapport à la méthode à influence limitée ; le coefficient de variation de la première valant 53,51%, contre 54,42 % pour la seconde.

Graphique 4
Comparaison des 3 séries d'inflation globale et sous-jacentes



Par ailleurs, même si la méthode d'exclusion à facteurs spéciaux fournit de meilleurs résultats, il n'en demeure pas moins que son coefficient de variation reste trop élevé.

De plus, le graphique ci-dessus permet de constater que durant une grande partie de la période sous-étudiée, l'inflation globale a généralement été supérieure à l'inflation fondamentale, de ce fait, l'inflation qui y a prédominé n'aurait pas été de nature monétaire. Ainsi, les autorités de la banque centrale peuvent se targuer des décisions prises en matière de politique monétaire au niveau des taux d'intérêt sur les Bons de 91 jours ou d'autres instruments monétaires pour combattre l'inflation. En outre, ce constat pourrait s'associer également aux cascades de chocs qui ont frappé l'économie haïtienne et dont les retombées ont été plus ressenties au niveau de l'indice général que celui sous-jacent.

Cependant, depuis le début de l'exercice 2009 qui constitue une période relativement stable d'un point de vue socio-politique et d'absence de chocs, une inversion de tendance s'opère où l'inflation sous-jacente est supérieure à l'inflation globale.

Après avoir établi la comparaison entre les différentes séries d'inflation et montré que la méthode à exclusion de facteurs spéciaux offrait de meilleurs résultats que celle à influence limitée, nous allons à présent examiner leur capacité de prédiction à travers une équation de convergence qui constitue une autre caractéristique d'un bon indicateur d'inflation sous-jacente.

5.5 Convergence de l'inflation globale vers l'inflation fondamentale

Pour évaluer l'utilité et la pertinence des deux méthodes d'inflation sous-jacente que nous avons traitées dans le cadre haïtien, nous avons employé une méthode visant à déterminer l'indicateur qui donne le plus d'informations sur les perspectives futures d'inflation dans un horizon allant de 12, 18 et 24 mois, en plus de celles que l'on peut obtenir sur les passés de la variable. De ce fait, on s'intéresse à la valeur informative de la différence entre le niveau actuel de l'inflation globale et de l'inflation sous-jacente lorsqu'on veut prévoir l'évolution de l'inflation globale. Il s'agit de déterminer si oui ou non l'inflation globale revient à l'inflation sous-jacente lorsqu'une différence entre l'une et l'autre est apparue. L'équation (1) suivante est donc retenue pour tester cette propriété de convergence que doit posséder un indicateur d'inflation sous-jacente.

$$H_{t+j}^{12} - H_t^{12} = \alpha + \beta(H_t^{12} - C_t^{12}) + \varepsilon_t, \text{ pour } j= 12, 18 \text{ et } 24 \text{ mois (1)}$$

Où :

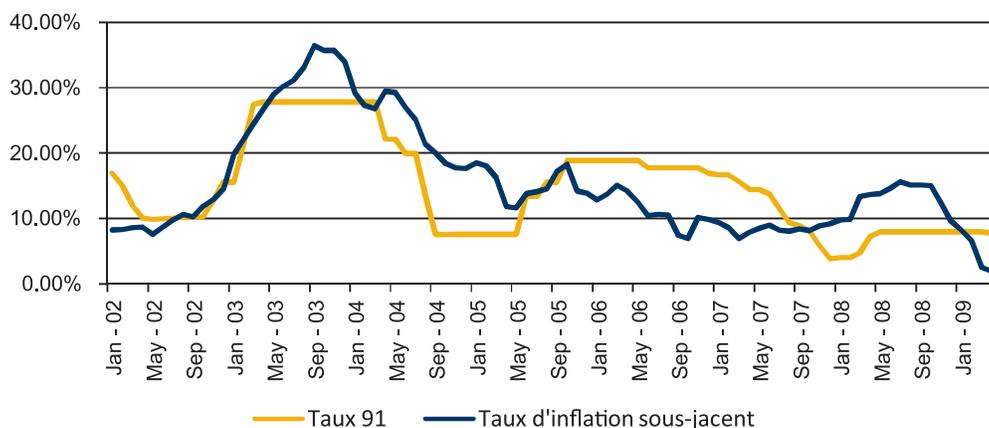
$H_{t+j}^{12}, H_t^{12}, C_t^{12}$, représentent respectivement l'inflation globale à venir dans un horizon de 12, 18 et 24 mois, l'inflation globale au moment t et l'inflation sous-jacente au même moment t.

Le pouvoir explicatif des deux indicateurs de l'inflation sous-jacente sera évalué en examinant si le coefficient β dans l'équation (1) est à la fois négatif et significatif.

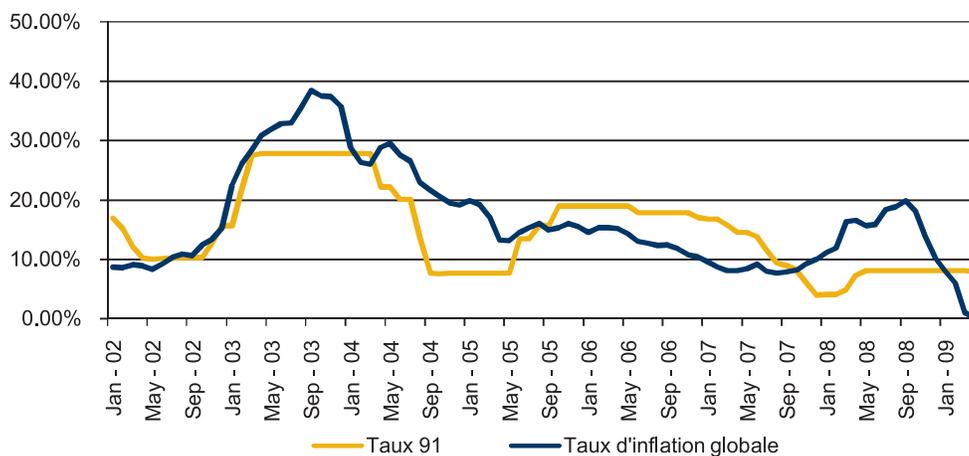
Cette équation consiste à examiner l'écart entre l'inflation globale et l'inflation fondamentale à travers les différentes méthodes utilisées dans le cadre du calcul de l'inflation sous-jacente. Ainsi, la connaissance de l'inflation sous-jacente permet de prévoir l'inflation globale. Dans le cas haïtien, les deux méthodes de calcul de l'inflation tendancielle utilisées permettent de prévoir l'inflation globale, car le coefficient β est à la fois significatif au seuil de 5% et négatif à tous les horizons de prévision (12, 18 et 24 mois). L'inflation globale a donc tendance à converger vers les taux sous-jacents.

VI. Inflation sous-jacente et politique monétaire

Graphique 5
Taux d'inflation sous-jacente et bons 91 jours



Graphique 6
Taux d'inflation globale et bons 91 jours



Bien qu'il existe un ensemble d'instruments utilisés dans la conduite de la politique monétaire pour combattre l'inflation, il n'en demeure pas moins que les taux d'intérêt sur les bons de 91 jours sont considérés comme taux directeurs⁵. Nous allons essayer de voir à partir des taux directeurs, quel indicateur de niveau des prix (inflation globale ou sous-jacente) qui est le plus lié à la conduite de la politique monétaire.

Pour établir le lien existant entre les deux séries d'inflation et les taux sur les Bons de 91 jours, nous les avons représentées graphiquement, où il existe tout logiquement une ressemblance très poussée ; nous avons établi par la suite la matrice de corrélation pour montrer le degré de liaison entre ces variables.

Tableau 1
Corrélation entre inflations globale, sous-jacente^a et taux directeur

	INFG	INFS	BONS91
INFG	1.0000	0.9858	0.6972
INFS	0.9858	1.0000	0.7152
BONS91	0.6972	0.7152	1.0000

^a Calculée à partir de la méthode d'exclusion à facteurs spéciaux

Comme indiqué dans la matrice de corrélation présentée ci-dessus, l'inflation sous-jacente semble être plus liée positivement (+0.7152) à une modification du taux directeur que l'inflation globale (+0.6972). Ce résultat serait la preuve qu'au niveau de la Banque Centrale, l'attention est beaucoup plus tournée vers l'inflation de long terme dans les prises de décision de politique monétaire, d'autant plus que cette dernière réagirait davantage aux taux d'intérêt sur les bons de 91 jours. Ce résultat confirme également le fait que les chocs d'offre frappant l'économie haïtienne ne seraient pas réellement considérés dans la politique monétaire.

VII. Conclusions et perspectives

Ce document de travail sur l'inflation sous-jacente a permis de mettre en exergue la nature complexe de cet indicateur en matière de définition et d'application, ainsi que son importance dans une économie donnée, notamment pour les Banques Centrales qui en font le suivi régulier et permanent afin de juger de l'efficacité et du moment opportun des décisions de politique monétaire. À la Banque Centrale d'Haïti, deux méthodes sont présentement utilisées pour le calcul de cet indicateur; il s'agit de la méthode d'exclusion à facteurs spéciaux et celle à influence limitée. La première fournit de meilleurs résultats en tenant compte des différents paramètres statistiques de dispersion (écart-type, coefficient de variation, coefficients d'asymétrie et d'aplatissement). Par ailleurs, le test de convergence effectué nous montre que les deux indicateurs d'inflation sous-jacente contiennent des informations sur les valeurs futures de la série d'inflation globale.

En matière de décisions pour la politique monétaire, elles ont été plutôt bonnes pendant la période sous étude, en référence à la courbe d'inflation sous-jacente qui a été généralement en-dessous de celle de l'inflation globale, notamment avant le début de l'exercice 2009. En outre, une modification des taux directeurs est plus liée à l'inflation sous-jacente par rapport à l'inflation globale.

Cependant, certaines limites liées aux deux méthodes de calcul d'inflation sous-jacente à la BRH nous ont porté d'une part à utiliser d'autres méthodes notamment un modèle économétrique VAR structurel où les expérimentations ont déjà commencé, et d'autre part, de réétudier la composition du panier de consommation permettant de calculer l'inflation sous-jacente, vu la présence de certains postes dont la variation de prix est trop volatile.

Bibliographie

BRYAN M. F et CECCHETTI S.G (1994), Measuring Core Inflation, NBER working paper No 4303.

Hervé Le Bihan et Franck Sédillo, (décembre 1999) « Quatre indicateurs d'inflation sous-jacente : Application et interprétation », Banque de France.

Jacques Taillon, (Avril 1997) « Revue de la littérature pour l'inflation sous-jacente » Banque du Canada.

LAFLECHE T. (1997), « Mesure des taux d'inflation Tendanciel », Banque du Canada, Document de Travail 97-9.

PIKBOUGOUM G.D, « Calcul d'indicateur d'inflation Sous-jacente pour les pays de l'UEMOA, notes d'information et statistiques No 545.

SAINT-FRARD R. (2006), « Inflation Sous-jacente en Haïti » Banque de la République d'Haïti (BRH), Document interne.

IHSI (2005), L'indice des prix à la Consommation, Direction des Statistiques Économiques.

Annexes

Présentation de quelques indicateurs

1. Méthodes à exclusion de facteurs spéciaux

Les méthodes de calcul de l'inflation sous-jacente dites à exclusion de facteurs spéciaux sont fondées sur l'élimination de l'indice des prix, d'un sous-ensemble fixe de composantes. Celles-ci sont supposées servir de support aux chocs transitoires sur l'inflation. Ces indicateurs ont été traditionnellement les premiers à être calculés. Les plus courants des indicateurs construits selon ces méthodes sont des sous-indices des prix après l'exclusion de l'alimentation, de l'énergie, des produits frais, des impôts et des taxes sur les biens et services, des intérêts hypothécaires, etc. L'inflation, calculée à partir de l'indice des prix à la consommation hors alimentation et énergie, a été utilisée à travers le monde par les banques centrales, les institutions et les services statistiques comme indicateur d'inflation sous-jacente depuis les années 1970.

1.1 Avantages

Cette méthode montre de nombreux avantages pour certaines des raisons suivantes :

- c'est une méthode prévisible, systématique et facile à comprendre ;
- étant complètement spécifiée à l'avance, la méthode de l'exclusion possède une grande transparence, la vérification des résultats par un tiers parti est très réalisable. L'analyse et les prévisions sont relativement faciles.

1.2 Inconvénients

- La méthode de l'exclusion ne permet pas de faire des ajustements pour des variables abruptes de l'offre dans des composantes non déjà exclues.
- Il n'existe pas de critères objectifs pour déterminer quelles seront les composantes systématiquement exclues.
- Lorsqu'une composante est exclue, on élimine non seulement le bruit en provenance de cette composante mais également l'apport de cette série à la tendance à plus ou moins long terme. Autrement dit, cette méthode est jugée rigide puisqu'elle consiste à considérer que les prix des composantes exclues ne contiennent jamais d'information pertinente sur l'inflation sous-jacente.

2. Méthodes à influence limitée

Ces méthodes ont été mises au point très récemment à la lumière des travaux réalisés par certains économistes tels que Bryan et Pike (1991), Roger (1994, 1995, 1997, 1999 et 2000) et de Wynne (1997, 1999, 2001) pour ne citer que ceux là. Il consiste à exclure de l'indice, date par date, les postes présentant les variations les plus extrêmes. Ces méthodes évitent de considérer a priori que le prix des produits généralement volatils (énergie, produits alimentaire par exemple) ne contient jamais d'information sur le taux d'inflation sous-jacent. Cette catégorie d'indicateurs regroupe, entre autres, les moyennes tronquées et la médiane pondérée.

2.1 Moyenne tronquée

Cette approche consiste à calculer comme indicateur d'inflation sous-jacente, la moyenne pondérée de l'indice des prix après exclusion d'une fraction plus ou moins importante de chacune des extrémités de la distribution des prix individuels. Selon Roger Scott, elle ne tient pas compte des mouvements extrêmes ou aberrants de prix des sous composantes de l'IPC. L'interprétation d'une moyenne tronquée comme mesure de l'inflation sous-jacente dépend de l'hypothèse selon laquelle les mouvements extrêmes exclus de la mesure reflètent principalement les perturbations de l'offre, tandis que les mouvements de prix près du centre de la distribution des prix reflètent principalement les pressions de la demande et les anticipations inflationnistes. Par ailleurs, Bryant et Cecchetti (1994) qui ont proposé cette méthode, ont donné à la classe des moyennes tronquées cette définition formelle en notant:

$\{\tilde{\pi}_{1t}, \dots, \tilde{\pi}_{nt}\}$ la variation des différents indices de produits composant l'IPC rangée par ordre croissant, $\{\omega_{1t}, \dots, \omega_{nt}\}$

leur poids respectif dans l'indice général, où $W_{it} = \sum_{j=1}^i \omega_{jt}$ les poids cumulés et $I_\alpha = \left\{ i \mid \frac{\alpha}{100} < W_{it} < \left(1 - \frac{\alpha}{100}\right) \right\}$

La moyenne tronquée à α % s'écrit alors :

$$\bar{\pi}_\alpha^t = \frac{1}{1 - 2\frac{\alpha}{100}} \sum_{i \in I_\alpha} \omega_{it} \tilde{\pi}_{it} \quad \text{avec } I_\alpha = \left\{ i \mid \frac{\alpha}{100} < W_{it} < \left(1 - \frac{\alpha}{100}\right) \right\}$$

La moyenne tronquée à α % est donc obtenue en retirant α % de chaque côté de la distribution.

2.1.1 *Avantages*

Les avantages retenus pour cette méthode sont les suivants :

- Cette méthode n'exclut pas automatiquement à tous les mois certaines composantes comme la méthode d'exclusion.
- Les calculs sont pratiquement simples.
- De même que pour la méthode d'exclusion, la mesure peut être disponible en même temps que la mesure de l'inflation globale.
- La méthode de la moyenne tronquée est sensiblement moins subjective que celle d'exclusion. Il y a moins d'arbitraire dans le choix des composantes à exclure puisqu'elles sont choisies en fonction de leur comportement statistique.

2.1.2 *Inconvénients*

De même que pour les autres méthodes, la méthode de la moyenne tronquée contient de nombreux inconvénients.

- Elle peut rendre difficile l'interprétation économique de l'inflation car les mêmes composantes n'apparaissent pas dans sa composition.
- Le choix du seuil d'exclusion est souvent laissé à la discrétion des statisticiens.
- Comme dans la méthode d'exclusion, l'exclusion de certaines composantes se fait sous la base de l'hypothèse selon laquelle ces dernières ne contiennent pas d'information pertinente sur l'évolution des prix.

2.2 *La médiane pondérée*

Cette méthode a été présentée par Bryan et Pyke en 1991. Elle est similaire à la méthode de la moyenne tronquée, étant toutes les deux été motivées par l'observation que le mouvement de prix des différentes composantes de l'IPC est asymétrique. La méthode de la médiane pondérée prend en compte le mouvement médian des sous-composantes de la mesure officielle (IPC). De ce fait, elle exclut les mouvements extrêmes au niveau de l'indice qui seraient dus en réalité aux perturbations temporaires dues à l'offre et non à l'inflation sous-jacente. Sa construction épouse celle de la médiane simple, où la différence réside uniquement dans la pondération établie à partir du poids de chacun des postes de dépense.

2.2.1 *Avantages*

- La méthode de la médiane pondérée utilise toutes les sous-composantes de l'IPC plutôt que d'en éliminer une partie comme dans la méthode de la moyenne tronquée.
- Les calculs sont relativement simples.
- Les méthodes basées sur les médianes sont en général plus robustes que les méthodes basées sur les moyennes arithmétiques face à l'effet des valeurs aberrantes.
- Les faits semblent indiquer que les périodes où l'on observe que la moyenne s'écarte considérablement du taux d'inflation médian sont souvent des périodes où les prix (ou l'offre) ont connu des chocs (Ball et Mankiw, 1992).

2.2.2 *Inconvénients*

- Cette méthode est tributaire du niveau de désagrégation auquel on l'applique. En effet, les résultats peuvent être différents si on s'intéresse à des niveaux très désagrégés pour lesquels une plus grande volatilité des mouvements de prix a plus de chance d'être observée.
- L'utilisation de la médiane est moins intuitive que celle de la moyenne arithmétique. Cette méthode peut être plus difficile à accepter par le public.

2.3 *Modèles économétriques*

D'autres modèles alternatifs ont été développés au cours de ces dernières années pour calculer l'inflation sous-jacente. Il convient de retenir entre autre le modèle VAR Structurel.

2.3.1 *VAR structurel*

Cette approche a été initiée dans les années 1990 par plusieurs auteurs, notamment Quah et Vahey (1995). Elle permet de fonder le calcul de l'inflation sous-jacente sur des hypothèses d'identification liées à la théorie économique. Elle consiste, pour extraire une série d'inflation tendancielle, à exploiter l'information contenue dans la dynamique jointe des prix et de la production.

2.3.1.1 Avantages

- Contrairement aux autres méthodes, le VAR structurel tient compte du comportement d'autres variables économiques.

2.3.1.2 Désavantages

- Les statistiques sur la production sortent après l'IPC. Une mesure de l'inflation sous-jacente basée sur cette méthode sera donc en retard par rapport aux autres méthodes précédemment suggérées.

2.4 Méthode de lissage

Différentes techniques de lissage sont utilisées pour identifier la tendance d'une série. Celles-ci vont de la simple moyenne au filtre de Kalman en passant par le filtre de Hodrick et Prescott ou une décomposition selon Beveridge et Nelson.

2.4.1 Avantages

Ces méthodes sont facilement utilisables et permettent à l'inflation sous-jacente d'être disponible en même temps que l'inflation globale.

2.4.2 Inconvénients

- Ce type de techniques a l'inconvénient d'être arbitraire et non fondée sur aucune théorie. En effet, la théorie ne dit rien sur la forme du processus sous-jacent alors que le choix du type de filtre à privilégier revient à présélectionner la forme de l'inflation sous-jacente.
- La compréhension de la technique n'est pas nécessairement à la portée du public en général.

Tableau 2
Données sur les trois séries d'inflation à l'étude

	Inflation globale	Inflation sous-jacente (méthode à exclusion des facteurs spéciaux)	Inflation sous-jacente (méthode à influence limitée)
Jan-02	8.69	8.21	8.19
Feb-02	8.58	8.32	7.75
Mar-02	9.04	8.56	8.39
Apr-02	8.80	8.68	7.97
May-02	8.19	7.55	6.71
Jun-02	9.14	8.52	7.79
Jul-02	10.28	9.68	9.22
Aug-02	10.85	10.56	10.37
Sep-02	10.55	10.20	10.52
Oct-02	12.39	11.89	12.96
Nov-02	13.37	12.90	14.68
Dec-02	15.19	14.53	16.94
Jan-03	22.48	19.67	23.12
Feb-03	25.94	22.07	26.46
Mar-03	28.46	24.40	28.76
Apr-03	30.80	26.66	32.38
May-03	31.99	29.00	34.89
Jun-03	32.89	30.21	36.31
Jul-03	32.92	31.15	37.19
Aug-03	35.46	33.13	35.46
Sep-03	38.40	36.36	36.99
Oct-03	37.47	35.66	35.54
Nov-03	37.43	35.61	34.89
Dec-03	35.82	34.03	32.61
Jan-04	28.85	29.19	26.82
Feb-04	26.31	27.21	24.09
Mar-04	25.95	26.76	21.15
Apr-04	28.77	29.37	23.89
May-04	29.50	29.27	23.69
Jun-04	27.52	26.90	21.15
Jul-04	26.52	25.05	18.84
Aug-04	22.90	21.40	17.81
Sep-04	21.69	20.01	16.77
Oct-04	20.53	18.31	15.68
Nov-04	19.41	17.75	14.21
Dec-04	19.14	17.58	13.50
Jan-05	19.86	18.40	13.50
Feb-05	19.28	17.99	13.63
Mar-05	17.08	16.15	14.01
Apr-05	13.22	11.80	9.20
May-05	13.06	11.53	8.33
Jun-05	14.47	13.78	9.61
Jul-05	15.29	14.03	10.80
Aug-05	16.00	14.49	11.53
Sep-05	14.84	17.20	13.05
Oct-05	15.27	18.23	13.13

Nov-05	15.98	14.15	12.36
Dec-05	15.35	13.73	12.94
Jan-06	14.53	12.73	12.72
Feb-06	15.26	13.64	13.26
Mar-06	15.27	15.07	14.69
Apr-06	15.12	14.12	13.40
May-06	14.24	12.52	12.57
Jun-06	13.01	10.40	11.86
Jul-06	12.64	10.59	11.99
Aug-06	12.24	10.50	11.85
Sep-06	12.41	7.34	10.07
Oct-06	11.79	6.89	10.70
Nov-06	10.74	10.12	11.86
Dec-06	10.33	9.83	11.28
Jan-07	9.55	9.31	11.10
Feb-07	8.59	8.60	10.13
Mar-07	8.02	6.90	8.43
Apr-07	8.03	7.79	9.44
May-07	8.34	8.46	9.65
Jun-07	9.11	8.92	9.77
Jul-07	7.89	8.20	8.95
Aug-07	7.60	8.01	9.01
Sep-07	7.87	8.34	9.89
Oct-07	8.14	8.12	9.34
Nov-07	9.25	8.79	9.60
Dec-07	9.96	9.12	9.97
Jan-08	11.03	9.70	10.64
Feb-08	11.90	9.80	11.49
Mar-08	16.32	13.28	14.88
Apr-08	16.55	13.60	15.20
May-08	15.61	13.75	15.80
Jun-08	15.76	14.61	16.81
Jul-08	18.28	15.56	16.64
Aug-08	18.84	15.07	15.43
Sep-08	19.85	15.05	15.70
Oct-08	18.05	14.97	15.31
Nov-08	13.83	12.34	12.48
Dec-08	10.15	9.59	10.44
Jan-09	8.05	8.32	8.91
Feb-09	5.88	6.63	6.73
Mar-09	1.01	2.50	2.74
Apr-09	0.06	1.88	1.91

L'inflation sous-jacente en Haïti : une approche structurelle de la Modélisation VAR

Jean Marie Cayemitte et Julnor Georges

Résumé

Ce papier se propose de déterminer l'inflation sous-jacente dans le cas d'Haïti à partir d'une modélisation VAR structurelle sur la période allant du 1er trimestre 1971 au 2ème trimestre 2009. L'identification de la forme structurelle du modèle VAR à partir de la forme standard se repose sur la décomposition de Blanchard et Quah (1989). Une fois la modélisation structurelle validée, la méthode basée sur la décomposition historique de l'inflation a fourni la composante appelée souvent la tendance lourde de l'inflation. La première observation tirée du résultat est que les deux séries présentent presque sur toute la période sous étude, des évolutions approximativement proches tout en reflétant presque fidèlement les mouvements de retournement qui se produisent au niveau de l'inflation observée.

Mots clés : SVAR, Inflation sous-jacente, Indice de la Production Industrielle

Sommaire

.Introduction49
2. Méthodologie VAR51
2.1. Modélisation VAR Structurale51
2.2. Le problème d'identification structurelle52
2.2.1. La stratégie de Sims (1980)52
2.2.2. La décomposition de Blanchard et Quah (1989)52
3. Le calcul de l'inflation sous-Jacente53
3.1. Méthodologie53
4. Analyse empirique et résultats54
4.1 Analyse Statistique des séries54
4.2. Évolution des séries statistiques54
4.3 Validité de la modélisation structurelle et résultats empiriques56
4.3.1. Décomposition de la variance de l'erreur de prévision56
4.3.2. Fonctions de réponses structurelles56
4.3.3. Résultats Empiriques56
5. Conclusion54
6. Bibliographie59
Annexe 160
Annexe 262

1. Introduction

La plupart des banques centrales ont pour mandat de réduire l'inflation et d'assurer la stabilité des prix. Pour atteindre cet objectif, elles doivent disposer d'un bon indicateur de l'évolution à long terme de l'inflation. En effet, il peut être démontré que l'inflation à long terme est d'origine monétaire et représentative des anticipations inflationnistes des agents. Pour l'efficacité de la politique monétaire, il est primordial pour une banque centrale de suivre l'évolution de la composante de long terme de l'inflation pour ne pas surestimer les effets purement transitoires, puisqu'à court terme des chocs peuvent écartier l'inflation de son évolution tendancielle. D'une manière générale, une banque centrale doit suivre de près l'évolution des agrégats monétaires, il est donc naturel qu'elle s'intéresse à la composante durable de l'inflation, puisque l'inflation observée peut ne pas être d'origine monétaire. Ainsi, Bryan et Cecchetti [1993]¹ soutiennent à propos que "pendant les périodes de mauvaise météo, par exemple, les prix des denrées alimentaires ont tendance à augmenter du fait de la diminution de l'offre, provoquant ainsi des hausses transitoires de l'indice des prix. Compte tenu du fait que ces variations de prix ne constituent pas l'inflation monétaire, les autorités monétaires devraient éviter de fonder leurs décisions sur celles-ci".

La composante durable de l'inflation qui n'a pas d'effet à long terme sur la production peut être identifiée à l'inflation sous-jacente. Malgré le rôle central de ce concept, il n'existe toujours pas de consensus sur la meilleure façon de mesurer l'inflation sous-jacente. De ce fait, les méthodes disponibles pour le calcul de cette composante à ce jour sont nombreuses et variées. Parmi ces méthodes, certaines d'entre-elles, considérées comme les plus élémentaires et les plus largement utilisées, procèdent par élimination des composantes jugées trop volatiles dans l'IPC, tandis que d'autres utilisent le lissage soit par une simple moyenne mobile ou par l'un des filtres tels que le filtre de Kalman, le filtre de Hodrick et Prescott ou la décomposition de Beveridge et Nelson. La principale faiblesse de ces différentes méthodes est qu'elles se reposent sur des hypothèses qui ne reflètent pas la théorie économique, laquelle ne renseigne pas non plus sur le type de filtre à privilégier. Les récentes tentatives visant à améliorer les mesures de l'inflation fondamentale se basent sur une approche stochastique². Cette approche est illustrée dans les documents de Cléments et Izan (1981, 1987) ainsi qu'un livre de Selvanathan et Prasada Rao (1994). Les travaux de Bryan et Pike (1991) et particulièrement ceux de Bryan et Cecchetti (1993, 1994) et Cecchetti (1997) ont porté cette approche, pour le calcul de l'inflation sous-jacente, à l'attention des autorités monétaires des Etats-Unis. D'autres travaux ont exploité le caractère vertical de la courbe de Phillips à long terme, largement admis en théorie économique, qui permet d'identifier l'inflation sous-jacente comme la composante de l'inflation n'ayant pas d'effet à long terme sur la production. Parmi ces travaux nous pouvons citer : les travaux de Quah et Vahey (1995) et par la suite ceux de Fase et Folkertsma (1996), Claus (1997), Jacquinot (1998) et Mialou (2002).

L'inflation mesurée par cette dernière approche se décompose en deux parties. La première respecte la neutralité à long terme, inflation sous-jacente, tandis que la deuxième n'en tient pas compte et est alors identifiée comme l'inflation de court terme ou transitoire. En effet, l'inflation sous-jacente est déterminée par le régime monétaire quand à long terme la courbe de Phillips est parfaitement verticale. D'après cette définition, l'inflation sous-jacente repose sur l'idée selon laquelle il existe des facteurs purement transitoires ou des chocs de court terme pouvant être à l'origine des mouvements cycliques des prix, mais une fois dénoués, l'inflation sera à nouveau sur sa trajectoire de long terme. L'inconvénient avec cette méthode réside dans le fait qu'il y a un problème d'identification des chocs affectant l'économie. Toutefois, ce problème peut être résolu en utilisant la modélisation VAR structurelle.

L'objet du présent papier est de proposer une mise en application de la modélisation VAR structurelle pour déterminer l'inflation sous-jacente dans le cas d'Haïti. La suite de ce papier se structure de la manière suivante. La deuxième partie est consacrée à la méthodologie du modèle VAR, à l'identification des chocs structurels, à la stratégie de Sims et à la décomposition de Blanchard et Quah (1989)³. La troisième partie présente la méthodologie de calcul de l'inflation sous-jacente en suivant la démarche de Blanchard et Quah alors que la quatrième partie présente une analyse empirique ainsi que les résultats obtenus. Et enfin nous concluons dans la dernière partie.

¹Michael F. Bryan et Stephen G. Cecchetti [1993], measuring core inflation p. 1.

²Wynne [1999], Core inflation: A review of some conceptual issues.

³Blanchard, O. J. and Quah, D. (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply disturbances, American Economic Review, September, 79.

2. Méthodologie VAR

Les modélisations VAR présentent beaucoup d'intérêt mais ne sont pas économiquement interprétables dans la plupart des cas. La solution adoptée face à ce problème est celle du VAR structurel. Pour retrouver cette forme structurelle, le modélisateur est placé devant un problème d'identification classique. La technique du choix de la contrainte d'identification vient des travaux de Blanchard et Quah dans lesquels sont distingués un choc d'offre qui a des effets permanents sur l'activité et un autre de demande dont les effets s'estompent dans le temps. Ces deux auteurs se basent alors sur l'hypothèse des chocs d'offre et de demande pour identifier les composantes transitoires et permanentes de la production.

Dans le cadre de ce travail, le VAR retenu est bivarié et inclut la production industrielle et l'inflation. Nous supposons que l'économie haïtienne est soumise, à chaque instant t , à deux types de chocs: les chocs d'offre (ε_t^s) et les chocs de demande (ε_t^d), lesquels engendrent des effets spécifiques sur les grandeurs macro-économiques. Ainsi, nous admettons traditionnellement que seuls les chocs d'offre exercent des effets permanents sur le rythme de la croissance et les effets des chocs de demande ne sont que transitoires.

2.1. Le Modèle VAR structurel

Les hypothèses susmentionnées font intervenir, dans leur énoncé, deux grandeurs macro-économiques : la production et les prix. Les observations relatives à ces grandeurs permettent d'identifier les chocs affectant l'économie.

Le modèle VAR structurel d'ordre p peut donc s'écrire sous la forme de moyenne mobile de la manière suivante :

$$X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{+\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (1)$$

Cette relation peut aussi s'exprimer sous la forme compacte suivante:

$$X_t = A(L) \varepsilon_t \quad (2)$$

Où $Var(\varepsilon) = \Sigma_\varepsilon$ représente la matrice de variance-covariance des innovations structurelles.

Le modèle structurel (1) ne peut être directement estimé pour la simple raison que les chocs ε_t^j ne sont pas directement observables et nécessitent d'être estimés par une méthode adéquate. Pour cela, il va falloir trouver ces innovations structurelles à partir des erreurs du modèle VAR standard suivant :

$$X_t = B(L)X_{t-1} + e_t \quad (3)$$

Où e_t désigne le vecteur des innovations et $B(L)$, la matrice carrée d'ordre n contenant les coefficients $B_{ij}(L)$ qui ne sont que des polynômes de degré p (le nombre de retards) et à une indéterminée L (opérateur de retard).

L'intérêt de la forme réduite tient à ce que les composantes des matrices B_j peuvent être estimées, ce qui n'était pas le cas des paramètres de la forme structurelle. Dès lors, il est possible de calculer les résidus \hat{e}_t du modèle réduit. La connaissance de ces résidus autorise, comme on va le montrer, une approximation des chocs structurels ε_t eux mêmes. A cet effet, on se sert du théorème de représentation de Wold qui veut que tout processus VAR(q) stationnaire admette une représentation MA d'ordre infini de telle sorte que l'on ait le processus stochastique suivant :

$$X_t = (I - B(L)L)^{-1} e_t \quad (4)$$

ou bien, en développant (4) nous avons la forme suivante :

$$X_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{+\infty} C_i e_{t-i} = C(L) e_t \quad (5)$$

où $C(L) = (I - B(L)L)^{-1}$ et $Var(e) = \Omega$

En utilisant le fait que la forme moyenne mobile obtenue à partir du processus autorégressif vectoriel de X_t est unique et qu'une combinaison linéaire des résidus permet de définir de véritables chocs non corrélés entre eux, nous avons les relations suivantes

$$A(L) = C(L)A_0 \quad (6)$$

$$e_t = A_0 \varepsilon_t \quad (7)$$

où e_t peut être approché par les résidus issus de l'estimation du modèle VAR réduit et $A(L)$ est la matrice à long terme des chocs structurels tandis que $C(L)$ est celle des effets de long terme des erreurs e_t de la forme réduite. Si l'on peut identifier la matrice A_0 , la relation (7) nous permet d'obtenir les chocs structurels puisque :

$$\varepsilon_t = A_0^{-1} e_t \quad (8)$$

$$E(e_t e_t') = A_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_t') A_0' \text{ ou } \Omega_e = A_0 \Sigma_\varepsilon A_0' \quad (9)$$

2.2. Le problème de l'identification structurelle

Pour l'identification d'un VAR structurel à partir de la forme réduite, certaines contraintes ou du moins des restrictions doivent être imposées notamment sur la matrice des variances-covariances des chocs ainsi que sur la matrice des multiplicateurs de long terme. Il y a deux solutions possibles : la première de Sims (1980) procède à l'aide des restrictions de court terme et la deuxième due à Blanchard et Quah (1989), impose des restrictions de long terme.

2.2.1. La stratégie de Sims (1980)

Le problème d'identification est le suivant : la matrice Ω_e étant symétrique, elle possède donc $\frac{n(n+1)}{2}$ éléments différents. Par la suite, la matrice A_0 contient n^2 éléments différents. Nous cherchons donc à identifier n^2 à l'aide de $\frac{n(n+1)}{2}$ éléments différents. Par conséquent, nous avons besoin d'imposer $\frac{n(n-1)}{2}$ restrictions.

Dans le cadre de notre modèle, nous avons : $\frac{n(n-1)}{2} = 1$. Une seule contrainte supplémentaire suffit pour pouvoir identifier la forme structurelle sous-jacente au modèle VAR estimé et elle est liée aux enseignements de la théorie macro-économique selon laquelle les chocs monétaires n'ont pas d'effet à long terme sur l'activité économique.

La stratégie de Sims (1980) consiste à appliquer une décomposition de Choleski pour la matrice de variance-covariance Ω_e . Cette décomposition stipule que toute matrice F symétrique définie positive peut se décomposer de la façon suivante :

$$F = GG' \quad (10)$$

Avec G une matrice triangulaire inférieure.

En appliquant la décomposition de Choleski à la matrice de variance-covariance Ω_e de l'effet contemporain de la forme réduite, on obtient une matrice A_0 triangulaire inférieure.

2.2.2. La décomposition de Blanchard et Quah (1989)

Contrairement à la procédure de Sims (1980), Blanchard et Quah (1989) proposent de normaliser la matrice de variance-covariance des innovations structurelles par la matrice identité. On a alors : $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$ de telle sorte qu'on l'on ait :

$$\Omega_e = A_0 A_0' \quad (11)$$

Nous savons que l'impact à long terme d'un choc est déterminé par la somme des coefficients des moyennes mobiles de ce choc. Donc, nous avons les relations suivantes pour l'impact à long terme des chocs de la forme réduite et de la forme structurelle :

$$A(1)\varepsilon_t = C(1)e_t \quad (12)$$

Nous en déduisons l'égalité des matrices de variance-covariance de long terme donnée par :

$$A(1)A(1)' = C(1)\Omega_\varepsilon C(1)' \quad (13)$$

Il en résulte que :

$$A(1)A(1)' = C(1)A_0A_0'C(1)' \quad (14)$$

La matrice d'impact à long terme peut donc s'écrire :

$$A(1) = C(1)A_0 \quad (15)$$

Si l'on impose un nombre important de restrictions sur la matrice $A(1)$ mesurant l'impact à long terme des chocs structurels, on peut identifier la matrice A_0 . Pour cela, Blanchard et Quah (1989) proposent d'appliquer une décomposition de Choleski sur la matrice de variance-covariance de long terme de la forme réduite donnée par (14) afin d'obtenir :

$$A_0 = C(1)^{-1}A(1) \quad (16)$$

Ce type de restrictions implique, par exemple, que seulement le premier choc a un impact à long terme sur la première variable de la représentation VAR.

Une fois l'identification de la matrice A_0 réalisée, on peut obtenir les fonctions de réponse et la décomposition de variance des chocs structurels à partir de la représentation moyenne mobile structurelle.

3. Calcul de l'inflation sous-jacente et résultats empiriques

3.1. Présentation de la méthodologie

Cette partie se propose de présenter la démarche permettant de calculer l'inflation tendancielle, connue sous le nom d'inflation sous-jacente. Cette dernière est possible si les résultats des fonctions d'impulsions structurelles et de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision permettent d'affirmer la validité de notre modèle SVAR.

Considérons la forme compacte suivante pour le modèle VAR structurel (1) :

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (17)$$

$$\text{Avec : } A_{ij}(L) = \sum_{k=0}^{+\infty} A_{ij,k} L^k$$

Alors, l'accroissement des prix se décompose de la façon suivante:

$$\Delta \pi_t = A_{21}(L)\varepsilon_t^s + A_{22}(L)\varepsilon_t^d \quad (18)$$

L'inflation sous-jacente se déduit de cette expression comme la composante qui respecte la neutralité à long terme du choc monétaire sur la production. Elle est obtenue par :

$$\Delta \pi_{-}\xi_t = A_{22}(L)\varepsilon_t^d \text{ ou bien } \Delta \pi_{-}\xi_t = \sum_{k=0}^{+\infty} A_{22,k}\varepsilon_{t-k}^d \quad (19)$$

Cette relation nous permettrait de déterminer de façon récursive l'inflation sous-jacente pour un horizon k quelconque. Toutefois, nous avons utilisé dans ce papier une autre approche d'autant plus efficace que sa mise en œuvre est relativement facile sur Rats⁴. Cette méthode permet l'utilisation de la décomposition historique qui scinde la série en deux principales composantes, c'est-à-dire celle liée à la simulation de base ou du moins la projection de base et celle qui donne les effets cumulés des innovations courantes et passées. Basée sur une décomposition de la représentation de la moyenne mobile, cette décomposition historique se fait de la manière suivante :

$$X_{T+j} = \sum_{k=0}^{j-1} A_k \varepsilon_{T+j-k} + \sum_{k=j}^{+\infty} A_k \varepsilon_{T+j-k} \quad (20)$$

⁴Logiciel économétrique

La première composante représente la part de X_{T+j} due aux innovations de $T+1$ à $T+j$ alors que la seconde donne la prévision de X_{T+j} suivant l'information disponible jusqu'à la date T . D'une façon générale, si l'innovation ε a N composantes, alors X_{T+j} se décomposera en $N+1$ parties. Pour la série de l'inflation, nous avons la décomposition suivante :

$$\Delta\pi = \sum_{k=0}^{j-1} A_{21,k} \varepsilon_{T+j-k}^s + \sum_{k=0}^{j-1} A_{22,k} \varepsilon_{T+j-k}^d + \sum_{k=j}^{+\infty} A_{2*,k} \varepsilon_{T+j-k} \quad (21)$$

L'inflation sous-jacente peut être déduite de cette formule en éliminant la composante corrélée avec la production industrielle. Ainsi,

$$\Delta\pi - \xi = \sum_{k=0}^{j-1} A_{22,k} \varepsilon_{T+j-k}^d + \sum_{k=j}^{+\infty} A_{2*,k} \varepsilon_{T+j-k} \quad (22)$$

4. Analyse empirique et résultats des tests

4.1. Analyse statistique des séries

Comme nous l'avons mentionné dans la méthodologie, dans ce papier nous avons retenu un modèle VAR bi-varié comportant l'indice de la production industrielle (IPI) et celui des prix à la consommation (IPC) sur la période allant du premier trimestre 1971 au premier trimestre 2009. La série de la production industrielle (IPI, base 86-87=100) est issue de l'Institut Haïti de Statistiques et d'Informatique (IHSI) tandis que pour l'IPC, nous avons deux types de série. Le premier type de série vient de l'IHSI et est disponible en base 100 en août 2004. L'autre partie couvrant la période de 1971 à 1981 est issue du CD-ROM de l'IFS⁵ produit par le FMI et disponible en base 2000 = 100. Pour garder la même base au niveau des séries, nous avons dû faire un travail de raccordement sur les séries de l'IPC (bases 2000=100 et 2004=100) pour les ramener à la même base que celle de l'IPI, soit en base 100 de 86-87. Il faut souligner que ce dernier a été préféré au Produit Intérieur Brut en volume car il est disponible sur base trimestrielle alors que la série observée du PIB⁶ n'est qu'annuelle. Les tests de stationnarité et de cointégration réalisés sur les séries montrent que l'IPI et l'inflation sont $I(1)$ et ne sont pas cointégrées. Nous retenons donc un VAR en différence première d'ordre p dont la représentation moyenne mobile est la suivante :

$$\begin{cases} \Delta y_t = \sum_{i=0}^{+\infty} a_i^{ys} L^i \varepsilon_t^s + \sum_{i=0}^{+\infty} a_i^{yd} L^i \varepsilon_t^d \\ \Delta \pi_t = \sum_{i=0}^{+\infty} a_i^{\pi s} L^i \varepsilon_t^s + \sum_{i=0}^{+\infty} a_i^{\pi d} L^i \varepsilon_t^d \end{cases} \quad (23)$$

Où Δy_t et $\Delta \pi_t$ sont les différences premières de la production industrielle et de l'indice des prix à la consommation. On définit ε_t^s comme le choc réel, c'est-à-dire, respectant la contrainte de neutralité à long terme tandis que ε_t^d représente le choc monétaire.

4.2. Evolution des séries statistiques

Au cours de la période sous étude, l'inflation observée présente beaucoup de fluctuations. En effet, au milieu des années 1970 suite à de nombreux chocs tels que la hausse sans précédent des prix du pétrole, l'inflation affichait une tendance haussière pour atteindre un niveau record de plus de 26 % au deuxième trimestre de l'année 1974. Après cette période et jusqu'en 1990, Haïti faisait partie d'un ensemble de pays à inflation modérée. Dès 1991, le pays recommence à afficher des taux d'inflation à deux chiffres dépassant les taux de 20 % en moyenne, à cause des problèmes politiques et notamment l'embargo commercial sur le pays.

Cependant, une légère reprise des activités économiques s'est amorcée avec le retour de l'ordre constitutionnel, cette période de reprise n'était que de courte durée. Au début de l'année 2003, suite à la décision du gouvernement de faire appliquer un mécanisme de fixation des prix des produits pétroliers à la pompe, l'inflation affichait une forte accélération, soit de 36,5 % au quatrième trimestre de 2003. Cette situation ajoutée aux troubles politiques de l'année 2004 vont provoquer une détérioration des fondamentaux de l'économie qui s'est manifestée par la dépréciation du taux de change, la hausse des prix des produits pétroliers et le déséquilibre au niveau des finances publiques. Après cette période, des efforts considérables ont été consentis pour faire chuter le taux d'inflation jusqu'au quatrième trimestre 2007 à partir duquel cette tendance à la baisse s'est inversée au profit d'un pic de 19,0 % au quatrième trimestre 2008. Ce retournement de la tendance est dû, entre autres à la crise alimentaire et la hausse des prix des produits pétroliers sur le marché international ainsi qu'aux dernières intempéries qui ont détruit, au cours de la fin de l'exercice 2007-2008, une bonne partie de la production agricole et des infrastructures du pays.

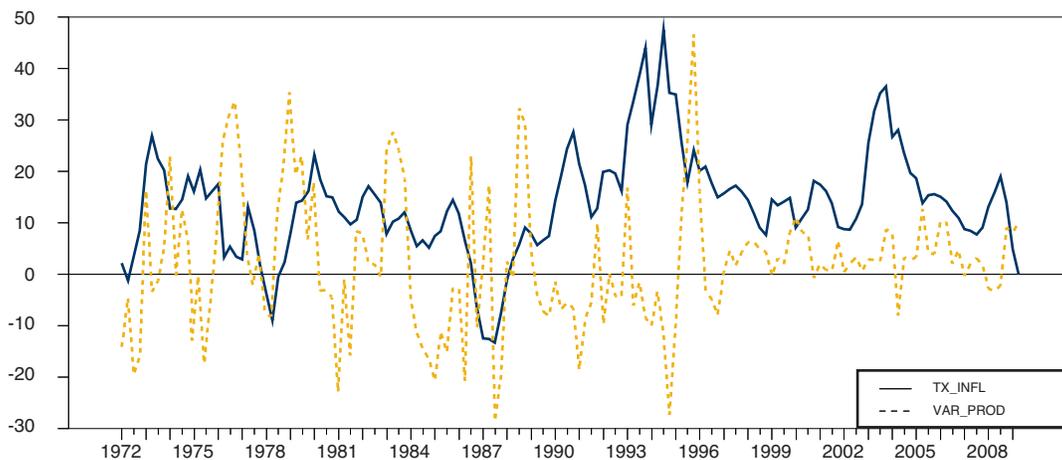
⁵ International Financial Statistics, International Monetary Fund. Ce choix est expliqué par le fait que la série de l'IPC est disponible sur une longue période.

⁶ Il existe cependant une série du PIB trimestriel estimée par la méthode de Chow-Lin. Cette série est disponible à la Direction MAE, BRH.

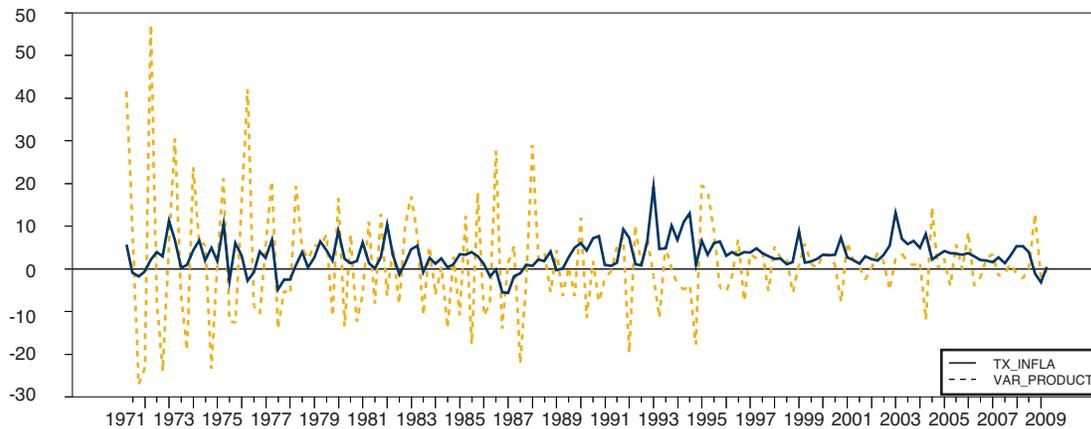
Néanmoins, les deux premiers trimestres de 2009 ont plutôt connu une situation désinflationniste ayant eu lieu dans un contexte marqué par la crise financière mondiale, laquelle a provoqué la chute de la demande mondiale. De ce fait, la baisse des prix des produits importés et l'augmentation de l'offre alimentaire sont les principales causes du ralentissement continu de l'inflation qui s'est établie à 4,8 % au 2ème trimestre de 2009. Du fait de cette instabilité au niveau de l'indice clé de l'évolution des prix, il peut être difficile d'apprécier la situation de l'inflation fondamentale et de ses perspectives d'évolution.

En ce qui concerne l'Indice de la production industrielle (IPI), généralement utilisé comme proxy du PIB à cause de sa forte corrélation avec cette dernière variable et sa disponibilité sur une base trimestrielle, il affiche les principales phases de l'activité économique. Dès le début des années 1970, l'IPI affiche une tendance haussière pour atteindre un pic avoisinant les 35 % au premier trimestre 1979. À partir de 1980, l'économie haïtienne présente de grandes difficultés à cause des bouleversements socio-politiques, sur le plan interne dû notamment à la baisse de la production et du chômage d'une part, et d'autre part, sur le plan externe par la récession de l'économie mondiale et la baisse des cours mondiaux des denrées d'exportations. Cette période a été marquée par une stagnation de l'activité économique jusqu'en 1990 suivie d'une période de décroissance à partir de 1991. Après le rétablissement de l'ordre constitutionnel en 1994, des efforts de reprise ont été entrepris mais sans jamais atteindre le niveau de croissance des années 1970.

Graphique 1
Evolution trimestrielle de l'IPC et de l'IPI (en glissement annuel, en %)



Graphique 2
Evolution trimestrielle de l'IPC et de l'IPI (en g. trimestriel, en %)



4.3. Validité de la modélisation structurelle et résultats

4.3.1. Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Cette partie a pour objectif de faire apparaître la proportion liée à chaque choc structurel. Celle-ci est généralement possible dans le cas de la décomposition de l'erreur de prévisions réalisées à partir d'un VAR. Ainsi, pour chacune des séries, nous avons calculé le pourcentage de la variance de l'erreur de prévision dû au choc monétaire. Les résultats obtenus (Tableau 1) montrent que le choc monétaire n'a aucun impact significatif sur la production puisque sur un horizon de 1 à 240, il n'explique que moins de 5 % de l'erreur de prévision de l'activité. Ce n'est pas du tout contradictoire à ce que prédit la théorie économique permettant de déterminer la contrainte d'identification du SVAR, laquelle impose la neutralité à long terme du choc monétaire sur l'activité économique du pays. Alors, la quasi-totalité de la variance de l'inflation est expliquée par le choc ε_t^d qui est dans ce cas assimilé au choc monétaire.

Tableau 1
Décomposition de la variance : pourcentage de la variance expliquée par ε_t

Horizon	Production	Inflation
1	0,321	99,679
2	1,548	98,452
3	1,516	98,484
4	1,915	98,085
8	2,544	97,456
12	2,554	97,446
24	2,550	97,450
48	2,550	97,450
120	2,550	97,450
240	2,550	97,450

4.3.2. Fonctions d'impulsion

Jusque là nous faisons l'hypothèse que deux sortes d'innovations peuvent influencer la production et l'inflation mesurée alors que l'économie est peut-être contrainte par un nombre plus considérable de chocs. Toutefois, cette hypothèse restrictive sous tend, d'une part que l'inflation sous-jacente ne répondrait qu'à un seul type de choc, et d'autre part, il n'existerait qu'un seul choc réel. Cependant, cette restriction ne contraindrait pas l'avancement de ce travail puisque l'accent n'est mis que sur l'inflation.

Les graphiques 3 à 6 (annexe 1) retracent les réponses de l'inflation puis de la production à un choc monétaire ou réel. En ce qui concerne l'inflation, le choc monétaire ε_t^d a un effet permanent et significatif. Ce résultat est cohérent avec l'idée selon laquelle cette composante commanderait l'évolution de long terme de l'inflation. De plus, l'impact découlé du choc monétaire se stabilise de façon assez rapide au bout de 15 à 20 trimestres environ. S'agissant du choc réel ε_t^s , la stabilisation de son effet sur l'inflation est atteinte dans des délais relativement proches, mais à un niveau faiblement en-dessous de zéro. Ce qui montre que l'impact du choc réel sur l'inflation est négatif.

En ce qui a trait à la production, le graphique 5 montre clairement que le choc monétaire est neutre à long terme sur la production. Ce résultat est tout à fait conforme à la contrainte d'identification imposée pour la détermination du modèle VAR structurel. De plus, l'impact de ce choc se stabilise rapidement. Ainsi, ce délai d'ajustement à la situation de long terme peut valider l'hypothèse de verticalité de la courbe de Phillips comme un retour rapide à la situation d'équilibre.

4.3.3. Résultats empiriques

Le graphique 7 de l'annexe 1 montre l'évolution trimestrielle de l'inflation observée et de l'inflation sous-jacente dans le cas d'Haïti du 1er trimestre 1975 au 2ème trimestre 2009. La première observation tirée de ce résultat est que les deux séries présentent presque sur toute la période, des évolutions approximativement proches. En effet, l'inflation sous-jacente reflète presque fidèlement les mouvements de retournement qui se produisent au niveau de l'inflation observée. Ce constat n'est pas tout à fait contradictoire à la réalité, puisque l'inflation tendancielle représente la tendance lourde de l'inflation globale. Il est souvent admis qu'au cours des périodes de désinflation, l'inflation sous-jacente reste au-dessus de l'inflation observée, c'est ce que nous avons observé principalement au cours des périodes de 1980-1987 et 1991-1995 avec cependant des écarts

différents. Par ailleurs, pendant les périodes de reprise de l'inflation, la situation inverse a tendance à se produire. Toutefois, au cours de la période de 2004-2008, il s'est dégagé à première vue, des mouvements typiquement identiques puisqu'il s'agit de la période au cours de laquelle l'écart (graphiques 7 et 8, annexe 1) entre l'inflation observée et l'inflation sous-jacente reste numériquement négligeable.

Conclusion

Ce papier a tenté de calculer l'inflation sous-jacente dans le cas d'Haïti à partir d'une approche de VAR structurel. Les résultats des fonctions de réponses structurelles et de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision obtenus par la décomposition de Blanchard et Quah (1989) nous ont permis de valider notre modèle SVAR. Par ailleurs, l'inflation sous-jacente basée sur la méthode de la décomposition historique a présenté une tendance proche de celle de l'inflation observée. Toutefois, l'écart enregistré entre les deux séries se réduit au cours des périodes les plus récentes (annexe 1, graphique 8). Un tel résultat pourrait être plus efficace avec l'amélioration de la qualité des séries trimestrielles utilisées, particulièrement l'indice des prix à la consommation. De plus, pour pouvoir faire une analyse comparative avec l'inflation sous-jacente mensuelle obtenue par la méthode d'exclusion, le prochain papier de recherche fera une désagrégation temporelle de la série de l'indice de la production industrielle.

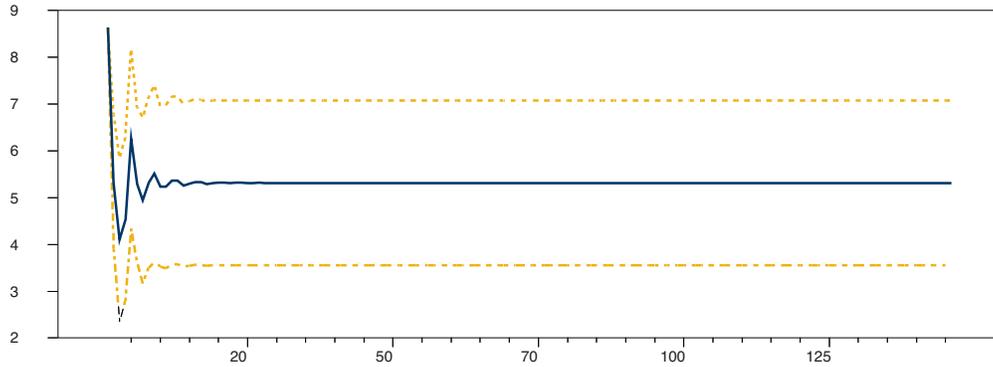
Bibliographie

- [1] Blanchard, O. J. and Quah, D. (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, September, 79, 655-73.
- [2] Bryan, M. F. and Cecchetti, S. G (1993), measuring core inflation, NBER, working paper, march, 4303
- [3] Frédérick, Demers and Annie, de Camplain (2005), Forecasting Core Inflation in Canada : Should We Forecast the Aggregate of the components ? Bank of Canada, working paper 2005-44
- [4] Jacquinot, P. (2001), L'Inflation sous-jacente en France, en Allemagne et Royaume-Uni, Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche, janvier, 147, p. 171-185
- [5] Laflèche, T. (1997) : mesures u taux d'inflation tendanciel, Banque du Canada, Document de travail, avril, 97-9
- [6] Le Bihan, H. et F. Sedillot (1999), Quatre indicateurs d'inflation sous-jacente : Application et Interprétation, Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche, septembre, 69
- [7] Mialou, A. (2002), L'Inflation Sous-jacente en Afrique du Sud et au Gabon : une Modélisation à partir de l'Approche VAR structurelle. Notes d'Etudes et de Recherche. BEAC
- [8] Quah, D. and Vahey, S. P. (1995), Measuring Core Inflation, *The Economic Journal*, September, 105, 1130-1144
- [9] Sims C. (1980), Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48(1), 1-48, January
- [10] Sims C. (2002), Structural VAR's, *Time Series Econometrics*, Econ. 513
- [11] Taillon, J. (1997), Revue de la Littérature pour l'Inflation sous-jacente, Division des prix, Statistique Canada, avril, 62F0014MIB, 4
- [12] Taillon, J. (1999), L'inflation sous-jacente – un indice à médiane pondérée, Division des Prix, Statistique Canada, septembre, 62F0014MPB, 7

Annexe 1

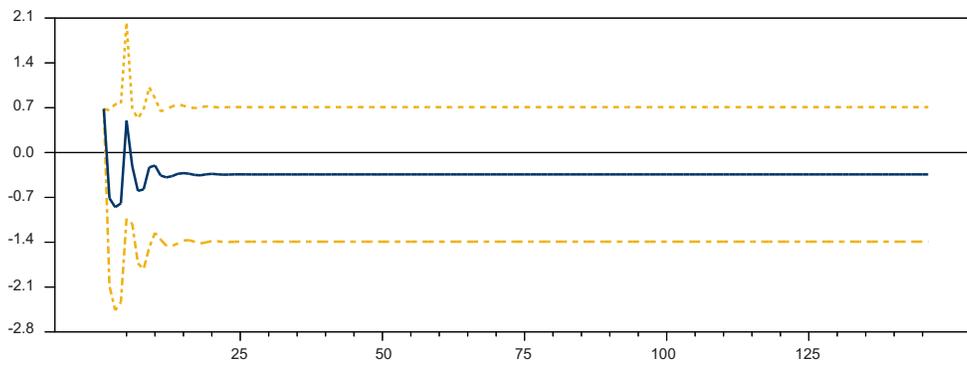
Graphique 3

Réponse de l'Inflation observée au choc Monétaire



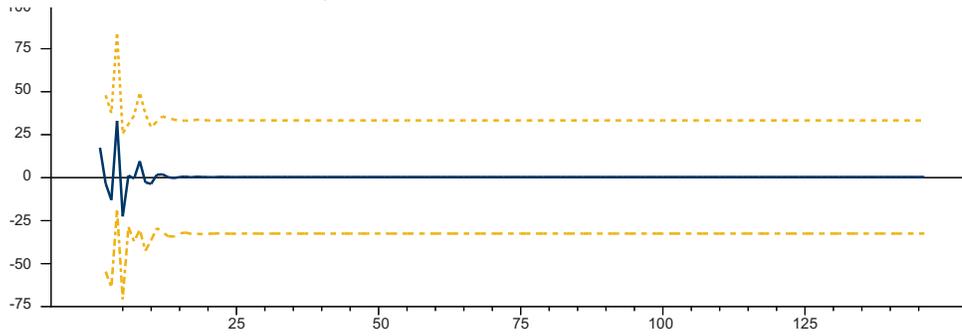
Graphique 4

Réponse de l'Inflation observée au choc réel



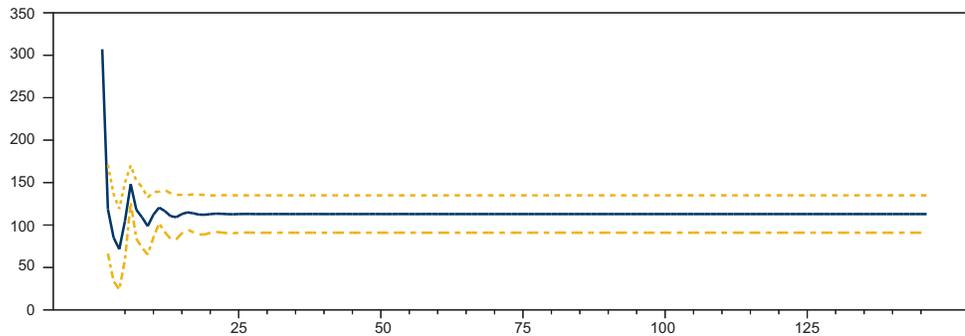
Graphique 5

Réponse de la Production au choc Monétaire

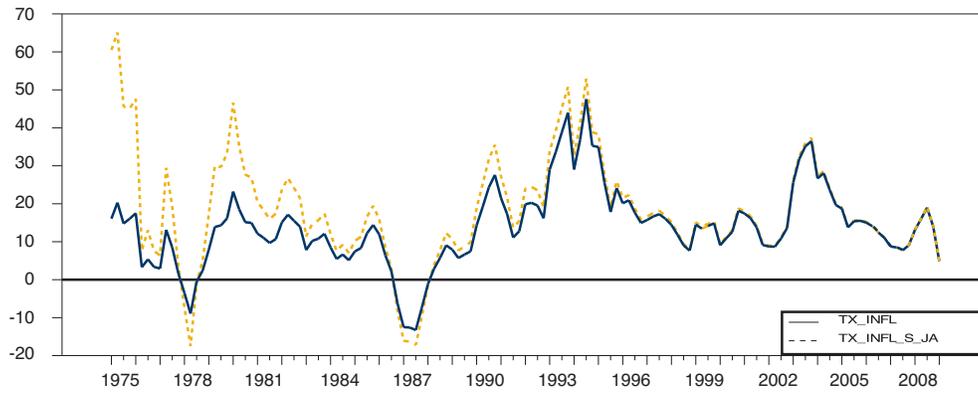


Graphique 6

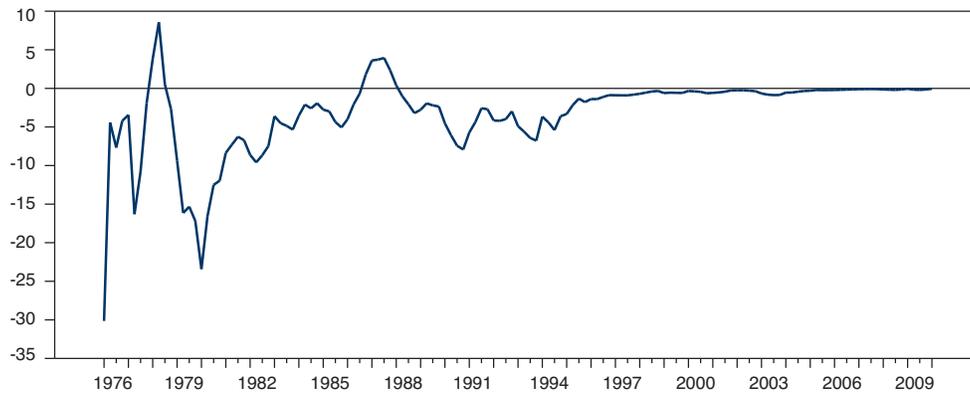
Réponse de la Production au choc réel



Graphique 7
Evolution trimestrielle de l'inflation globale et de l'inflation sous-jacente



Graphique 8
Evolution trimestrielle des écarts entre l'inflation globale et l'inflation sous-jacente (en %)



Annexe 2

Tableau 2

Indices global et sous-jacent des prix à la consommation d'Haïti du 1er trimestre 1973 au 4ème trimestre 2008 (base 100 en août 2004)

Obs	IPC global				-	IPC sous-jacent			
	Trim1	Trim2	Trim3	Trim4		Trim1	Trim2	Trim3	Trim4
1973	1,75	1,87	1,87	1,89		0,30	0,42	0,43	0,44
1974	1,98	2,11	2,15	2,25		0,53	0,66	0,70	0,81
1975	2,29	2,54	2,47	2,62		0,85	1,09	1,02	1,17
1976	2,69	2,62	2,60	2,70		1,25	1,18	1,16	1,26
1977	2,77	2,96	2,82	2,75		1,33	1,52	1,38	1,31
1978	2,68	2,70	2,81	2,81		1,24	1,26	1,36	1,37
1979	2,89	3,07	3,21	3,27		1,45	1,64	1,77	1,83
1980	3,56	3,64	3,69	3,76		2,13	2,21	2,26	2,33
1981	3,99	4,04	4,05	4,16		2,56	2,61	2,62	2,73
1982	4,59	4,74	4,68	4,74		3,17	3,31	3,25	3,31
1983	4,95	5,22	5,18	5,31		3,53	3,80	3,76	3,89
1984	5,37	5,51	5,53	5,58		3,95	4,09	4,11	4,17
1985	5,77	5,97	6,20	6,39		4,36	4,55	4,79	4,98
1986	6,46	6,35	6,34	5,99		5,05	4,94	4,93	4,58
1987	5,66	5,55	5,50	5,55		4,24	4,13	4,08	4,13
1988	5,59	5,71	5,81	6,05		4,17	4,29	4,40	4,64
1989	6,03	6,04	6,20	6,50		4,62	4,62	4,79	5,09
1990	6,90	7,19	7,71	8,30		5,49	5,79	6,30	6,90
1991	8,38	8,44	8,56	9,36		6,98	7,04	7,17	7,97
1992	10,04	10,15	10,23	10,87		8,66	8,77	8,85	9,50
1993	12,96	13,56	14,21	15,66		11,60	12,21	12,86	14,32
1994	16,72	18,55	20,97	21,18		15,39	17,24	19,67	19,89
1995	22,56	23,30	24,70	26,29		21,28	22,02	23,44	25,04
1996	27,10	28,17	29,06	30,22		25,86	26,93	27,83	29,00
1997	31,36	32,86	34,08	35,08		30,15	31,66	32,89	33,90
1998	35,89	36,75	37,16	37,76		34,71	35,58	35,99	36,60
1999	41,10	41,69	42,41	43,37		39,96	40,56	41,29	42,26
2000	44,83	46,24	47,77	51,25		43,72	45,14	46,69	50,19
2001	52,65	53,72	54,35	55,94		51,61	52,69	53,32	54,92
2002	57,25	58,38	60,24	63,55		56,25	57,39	59,26	62,59
2003	71,88	76,95	81,41	86,74		71,00	76,10	80,60	85,97
2004	91,05	98,53	100,66	103,81		90,32	97,86	100,00	103,18
2005	108,09	112,11	116,13	119,93		107,49	111,55	115,60	119,43
2006	124,33	127,93	130,57	133,10		123,86	127,49	130,15	132,70
2007	135,20	138,80	140,70	145,20		134,82	138,45	140,36	144,90
2008	152,90	161,00	167,40	165,50		152,66	160,83	167,28	165,36
2009	160,40					160,36			

Sources: IHSI et calcul des auteurs

Tableau 3
Taux d'inflation globale et d'inflation sous-jacente trimestrielle d'Haïti du
1er trimestre 1974 au 4ème trimestre 2008 (base 100 en août 2004)

Obs	Inflation globale				Inflation sous-jacente			
	Trim1	Trim2	Trim3	Trim4	Trim1	Trim2	Trim3	Trim4
1974	12,85	12,74	14,59	19,11	75,00	56,84	64,58	82,00
1975	16,07	20,29	14,78	16,05	60,50	65,10	45,57	45,05
1976	17,50	3,30	5,37	3,37	47,64	7,72	13,04	7,58
1977	2,95	13,13	8,49	1,63	6,38	29,43	19,23	3,52
1978	-3,50	-8,93	-0,47	2,41	-7,33	-17,49	-0,97	5,10
1979	7,91	13,89	14,31	16,14	17,27	30,04	29,64	33,33
1980	23,21	18,51	15,13	14,98	46,63	35,05	27,64	26,94
1981	12,14	11,02	9,68	10,68	20,50	18,31	15,94	17,40
1982	15,08	17,14	15,52	13,94	23,69	26,73	24,18	21,41
1983	7,82	10,22	10,80	12,11	11,43	14,73	15,66	17,45
1984	8,52	5,46	6,64	5,11	12,05	7,56	9,23	7,04
1985	7,45	8,34	12,26	14,41	10,21	11,33	16,62	19,47
1986	11,91	6,45	2,18	-6,23	15,91	8,52	2,84	-8,06
1987	-12,49	-12,59	-13,27	-7,36	-16,11	-16,32	-17,21	-9,71
1988	-1,14	2,86	5,75	9,06	-1,53	3,87	7,82	12,27
1989	7,91	5,70	6,62	7,46	10,69	7,64	8,82	9,81
1990	14,32	19,18	24,31	27,59	18,85	25,25	31,74	35,51
1991	21,49	17,32	11,10	12,76	27,22	21,70	13,68	15,47
1992	19,87	20,24	19,54	16,18	24,04	24,45	23,53	19,15
1993	29,02	33,63	38,86	43,99	33,93	39,24	45,27	50,76
1994	29,02	36,82	47,54	35,29	32,68	41,24	52,95	38,89
1995	34,94	25,56	17,82	24,14	38,26	27,73	19,15	25,92
1996	20,13	20,91	17,64	14,95	21,51	22,30	18,74	15,83
1997	15,72	16,64	17,26	16,06	16,61	17,55	18,17	16,87
1998	14,43	11,85	9,04	7,66	15,13	12,39	9,44	7,99
1999	14,51	13,45	14,13	14,85	15,12	14,00	14,70	15,45
2000	9,07	10,90	12,63	18,16	9,40	11,29	13,08	18,79
2001	17,45	16,18	13,78	9,15	18,03	16,71	14,21	9,42
2002	8,74	8,69	10,84	13,61	8,99	8,93	11,14	13,97
2003	25,56	31,79	35,13	36,49	26,23	32,60	36,00	37,34
2004	26,67	28,05	23,64	19,69	27,22	28,59	24,07	20,02
2005	18,71	13,79	15,38	15,53	19,01	13,99	15,60	15,75
2006	15,02	14,11	12,43	10,98	15,23	14,29	12,59	11,12
2007	8,74	8,50	7,76	9,09	8,85	8,59	7,85	9,19
2008	13,09	15,99	18,98	13,98	13,23	16,16	19,17	14,12
2009	4,77				4,93			

Sources: IHSI et calcul des auteurs

La Trimestrialisation du PIB réel d'Haïti par les Méthodes de Chow-Lin, Fernandez et Litterman

Jean Marie Cayemitte

Résumé

Cette étude a pour objectif de produire une estimation trimestrielle pour le Produit Intérieur Brut (PIB) réel d'Haïti durant la période allant du premier trimestre de 1971 au quatrième trimestre de 2008 par les méthodes de désagrégation temporelle de Chow-Lin (1971), de Fernández (1981) et Litterman (1983). Ainsi, l'indice général de la production industrielle est considéré comme l'indicateur trimestriel de référence pour expliquer les fluctuations au niveau du PIB réel. Bien que les séries trimestrielles estimées par ces méthodes présentent des tendances stochastiques communes de long terme, la solution fournie par Chow-Lin (1971) possède les propriétés dynamiques les plus appropriées pour le PIB réel trimestriel.

Mots clés : Désagrégation temporelle, Produit Intérieur Brut (PIB), statistiques conjoncturelles.

Sommaire

I. Introduction	66
2. Méthodes de la Désagrégation temporelle	66
2.1. Méthodes de la désagrégation sans indicateurs	67
2.2. Le problème d'identification structurelle	67
2.2.1. La méthode de Chow-Lin (1971)-	67
2.2.2. Le modèle Marche aléatoire de Fernández (1981)	69
2.2.3. Le modèle Marche aléatoire-Markov de Litterman (1983)	70
3. Discussion sur la disponibilité des indicateurs trimestriels en Haïti	71
3.1. Choix des indicateurs candidats pour représenter les fluctuations économiques	72
3.1.1. Etude préliminaire des propriétés statistiques des séries	72
4. Applications empiriques	74
4.1 Qualité de la série trimestrielle du PIB estimée par les différentes méthodes	74
5. Conclusion	76
Bibliographie	77
Annexe 1	79
Annexe 2	80

1 Introduction

La construction des comptes trimestriels repose sur des procédures mathématiques et/ou statistiques qui exigent généralement des informations non seulement au niveau des comptes nationaux annuels mais également au niveau d'une base de données conjoncturelles provenant de différentes sources. Vu la dimension d'une telle démarche et son implication sur les prévisions des fluctuations économiques de court terme, la majorité des pays de l'OCDE (exemple, la France, l'Italie, etc.) ont de très tôt construit des comptes nationaux trimestriels à partir de leurs comptes nationaux annuels tout en tenant compte de la disponibilité des données infra-annuelles qui pourraient se servir de proxy. Par conséquent, les différents travaux de recherche réalisés sur les enjeux liés à une telle démarche et les différentes méthodologies développées par certains économistes chercheurs ont permis à beaucoup de pays en développement de faire des tentatives en construisant leurs comptes nationaux trimestriels en fonction de la disponibilité des données à intervalles trimestriels et/ou annuels¹.

Vu les contraintes économiques et du temps imposées par l'élaboration d'un système de comptes nationaux trimestriels et la difficulté dans la réalisation des enquêtes trimestrielles, l'un des moyens les plus convenables pour la plupart des pays en développement et particulièrement Haïti, est d'utiliser les différentes approches de désagrégation temporelle généralement connues sous le nom de Benchmarking développées et largement utilisées à travers le monde. Toutefois, certains pays de la Caraïbe ont déjà fait la tentative en construisant des données trimestrielles estimées du PIB à partir des méthodes d'interpolation/distribution. Dans ce contexte, on peut citer entre autres, les travaux de Lewis (1997) pour la Barbade, de Nicholls et al (1995) pour la Trinidad & Tobago, d'Allen (2002), Serju (2004) pour la Jamaïque, et Cayemite (juillet 2007) pour les pays de la CARICOM, etc.

Compte tenu des besoins en matière de politique économique conjoncturelle, Haïti devrait tenter de mettre sur pied un système de comptes nationaux trimestriels en faisant appel à des techniques d'estimations trimestrielles les plus connues et les plus robustes en fonction des données annuelles et des indicateurs de référence disponibles. D'ailleurs, nul n'ignore l'importance des comptes trimestriels dans l'analyse de la conjoncture. De fait, les indicateurs conjoncturels publiés par l'Institut Haïtien de Statistique et d'Informatique (IHSI), la Banque de la République d'Haïti (Banque centrale), etc. sont multiples et parfois difficiles à interpréter. Certains portent sur le même objet mais peuvent se distinguer pour des raisons de champ, de type de collecte de l'information, de la représentativité des échantillons utilisés, etc. De plus, lorsque les indicateurs ne renseignent pas sur le même objet, les différentes informations peuvent parfois être difficiles à rapprocher pour comprendre vraiment les fluctuations conjoncturelles et prévoir le taux de croissance du PIB du trimestre en cours et/ou du trimestre suivant. Par exemple, l'indice de l'activité commercial publié par l'IHSI permet de voir l'évolution du chiffre d'affaires du secteur commerce. Cependant, cet indicateur ne donne aucune information concernant les autres secteurs d'activité de l'économie. Néanmoins, pour pouvoir synthétiser toutes les informations contenues dans l'ensemble des branches de l'activité économique, il est important pour Haïti de se doter de longues séries macroéconomiques infra-annuelles comme le PIB trimestriel tout en tenant compte de la qualité de la base de données disponibles. Dans ce cas, ce papier se donne pour but de faire la trimestrialisation du PIB réel haïtien sur la période allant du 1er trimestre de 1971 au 4ème trimestre de 2008 par les méthodes de la désagrégation temporelle les plus utilisées de Chow et Lin (1971), Fernandez (1981) et Litterman (1983).

Ainsi, ce document abordera dans la section suivante les méthodologies généralement utilisées pour la désagrégation temporelle ou simplement la trimestrialisation du PIB. La deuxième partie discutera de la disponibilité des données conjoncturelles en Haïti et des propriétés statistiques des séries choisies pour la trimestrialisation du PIB. La troisième partie mettra en œuvre des applications empiriques alors que la quatrième partie s'accrochera sur une évaluation ou une comparaison des résultats fournis par les différentes approches dynamiques. Enfin, se fera la conclusion.

2 Méthodes de la Désagrégation temporelle

Les méthodes de désagrégation temporelle sont généralement définies comme étant des méthodes combinant des concepts mathématiques et statistiques afin de décomposer une série de données de basse fréquence (annuelle) en données de haute fréquence (trimestrielle). En conséquence, la trimestrialisation est un cas particulier du processus de désagrégation des séries temporelles. Suivant la disponibilité et la qualité des indicateurs et autres informations trimestrielles, l'Eurostat² a distingué trois catégories de méthodes de désagrégation temporelle :

- i) Les méthodes sans indicateurs ;
- ii) Les méthodes avec indicateurs de référence ; et
- iii) Les méthodes d'extrapolation.

¹ Eurostat, 1999, Handbook ; Bloem et al FMI, 2001

² Eurostat, Handbook of Quarterly National Accounts (QNA), Luxembourg, European Commission, 1999 pp.148.

2.1 Méthodes de la désagrégation temporelle sans Indicateurs

Certaines méthodes ont été élaborées dans le but de faciliter la décomposition des données annuelles lorsqu'il y a de sérieux problèmes au niveau de la base de données. Donc, elles sont généralement utilisées lorsque les données annuelles sont les seuls moyens disponibles pour mettre en place la procédure de la trimestrialisation. Dans cette catégorie, il y a les méthodes dites de lissage telles que la procédure de Lisman et Sandee (1964), la méthode de Boot, Feibes et Lisman (1967), la méthode d'Interpolation de Godstein, M. et M.S. Khan (1976), etc. Il faut remarquer que ces méthodes sont généralement basées sur une approche purement mathématique. D'autre part, il y a des méthodes fondées sur le modèle ARIMA qui exploite les informations fournies par la fonction d'autocovariance des données annuelles. Parmi ces approches, se trouvent la méthode de Wei et Stram (1990) et l'approche de modèle dynamique d'Al-Osh (1989).

2.2 Méthodes de désagrégation avec indicateurs de référence

Nous trouvons dans cette catégorie, la plupart des méthodes connues généralement sous le nom de Benchmarking. Ces méthodes sont construites sous l'hypothèse selon laquelle l'information obtenue de la série trimestrielle de référence soit conforme à la série annuelle. L'objectif de ce procédé est de dériver une série temporelle homogène qui suit la tendance à court terme de la série d'indicateurs trimestriels, sous la contrainte que la somme des quatre valeurs trimestrielles est égale à la valeur annuelle.

D'une façon générale, la procédure de Benchmarking permet de distinguer deux catégories de méthodes. La première catégorie, basée sur une approche purement numérique, est construite suivant les techniques d'ajustement des moindres carrés. Dans cette catégorie, se trouvent les méthodes de la maximisation des moindres carrés proposées par Bessie (1958), Denton (1971), Hellsand et al (1977), et Ginsberg (1973). La deuxième catégorie est fondée plutôt suivant une approche basée sur la modélisation statistique. Il s'agit alors des méthodes qui s'appuient sur l'estimation de modèle paramétrique, donc de modèle d'Autorégressif intégré et à moyenne mobile (ARIMA) proposée par Hillmer et Trabelsi³ (1987) et les modèles d'espace-état proposés par Durbin et Quenneville (1997) et mis en application par Bernanke, Gertler, Watson (1997) dans le but d'obtenir une interpolation de la série du PIB réel des Etats-Unis d'Amérique. Par ailleurs, Chow et Lin (1971) sont intervenus avec une approche de régression des moindres carrés quasi généralisés (MCQG) pour l'interpolation, la distribution et l'extrapolation des séries temporelles. Il s'agit le plus souvent des modèles de régression linéaire simple ou multiple pour lesquels les paramètres sont estimés par les moindres carrés généralisés et certaines contraintes d'agrégation temporelle sont imposées. Cette dernière approche allait se développer plus tard par Bournay et Laroque (1979), Fernandez (1981) et Litterman (1983). Dans ce document, l'accent sera mis par conséquent sur les méthodes les plus utilisées telles que l'approche d'estimation de Chow-Lin et ses extensions avec Fernández et Litterman.

2.2.1 La méthode de Chow-Lin (1971)

Étant données les observations annuelles d'un agrégat et les valeurs trimestrielles des indicateurs associées, le problème classique de la désagrégation temporelle univariée est comment estimer les valeurs trimestrielles inconnues de cet agrégat. Pour cela, Chow et Lin (1971) ont proposé une solution optimale au sens des moindres carrés généralisés du problème suivant basé sur le modèle de régression linéaire :

Soient Y un vecteur de données trimestrielles inconnues de dimension $(4n \times 1)$ où n est le nombre d'années et X une matrice de format $(4n \times p)$ de séries associées aux observations trimestrielles, avec p le nombre d'indicateurs trimestriels utilisés pour la distribution / l'interpolation des séries annuelles.

Compte tenu de ces informations, Chow et Lin (1971) supposent que Y et X sont liés par la régression linéaire multiple suivante:

$$Y = X\beta + u \quad (1)$$

Où β est le vecteur des paramètres inconnus et u est le vecteur de perturbation aléatoire qui remplit les conditions suivantes :

$$E(u | X) = 0, \quad E(uu' | X) = V \quad (2)$$

³ Cette méthode offre deux possibilités. Elle peut être utilisée avec des indicateurs trimestriels. Et en absence de ces derniers, elle offre la possibilité d'estimer le PIB trimestriel à partir de la connaissance du PIB annuel connu. C'est ce qu'on a vu dans la partie précédente avec Wei et Stram (1990) .

Soit C une matrice binaire de dimension $(n \times 4n)$ définie par⁴ :

$$C = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & . & . & . & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & . & . & . & 0 & 0 & 0 & 0 \\ . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & . & . & . & 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

Posons :

$$Y_a = CY \text{ et } X_a = CX \quad (3)$$

Où Y_a est le vecteur de format $(n \times 1)$ des observations annuelles connues et X_a la matrice d'indicateurs annualisée de format $(n \times p)$ obtenue à partir de la matrice des variables d'indicateurs trimestriels.

L'estimateur BLUE de Y , sous la contrainte d'agrégation temporelle $Y_a = CY$, est donné par l'expression suivante :

$$\hat{Y} = X\hat{\beta} + VC'V_a^{-1}\hat{u}_a \quad (4)$$

où $\hat{u}_a = Y_a - X_a\hat{\beta}$ est obtenu en pré-multipliant l'expression (1) par la matrice C , et

$$\hat{\beta} = (X_a'V_a^{-1}X_a)^{-1}X_a'V_a^{-1}Y_a \quad (5)$$

Il faut noter que :

a) $\hat{\beta}$ est l'estimateur des moindres carrés généralisés de β dans le modèle de régression des données annualisées :

$$CY = CX\beta + Cu \quad (6)$$

C'est-à-dire $Y_a = X_a\beta + u_a$, où $u_a = Cu$ est le vecteur des perturbations annuelles pour lequel :

$$E(u_a | X_a) = 0 \text{ et } E(u_a u_a' | X_a) = V_a = CVC' \quad (7)$$

b) La contrainte d'agrégation annuelle est satisfaite par :

$$C\hat{Y} = CX\hat{\beta} + CVC'V_a^{-1}\hat{u}_a = Y_a \quad (8)$$

c) Les estimations trimestrielles (cf. 4) peuvent être vues comme la somme de deux composantes :

La première est donnée par $X\hat{\beta}$ faisant intervenir les indicateurs trimestriels et les paramètres estimés par le modèle de régression annuel, la deuxième par un terme d'ajustement désigné par Lu_a où L est la matrice de lissage définie par : $L = VC'V_a^{-1}$.

L'une des caractéristiques importantes de cette approche d'estimation réside dans la facilité d'évaluer la précision des estimations en utilisant la matrice de variances covariances des erreurs donnée par (Bournay et Laroque, 1979) :

$$E[(\hat{Y} - Y)(\hat{Y} - Y)'] = (I_n - LC)V + (X - XL_a)(X_a'V_a^{-1}X)^{-1}(X - XL_a)' \quad (9)$$

Dans la pratique, l'application de cette méthode fait apparaître deux inconvénients importants. Le premier est dans le choix et la disponibilité des indicateurs trimestriels constituant la matrice X . Le second est le fait que la matrice des variances covariances V est en général inconnue. Or, V ne peut être directement estimé par la relation: $V_a = CVC'$. Toutefois, son estimation pourrait être estimée selon les hypothèses établies sur u . Selon Chow et Lin (1971), pour estimer cette matrice, il faut partir de l'hypothèse suivant laquelle la série des erreurs trimestrielles suit un processus autorégressif d'ordre un, c'est-à-dire $u|X \sim AR(1)$. Explicitement, ils utilisent le processus simple suivant :

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

⁴ Noter que cette représentation ne convient que dans le cas où l'on a affaire à des variables de distribution. Dans le cas des variables stock, la matrice C prend une autre forme

Avec $E(\varepsilon_t) = 0$ et $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$. Dans ce cas, la matrice des variances covariances V est définie par :

$$V = \frac{\sigma^2}{1-\rho^2} \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{4n-1} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{4n-2} \\ \rho^2 & \rho & 1 & \dots & \rho^{4n-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho^{4n-1} & \rho^{4n-2} & \rho^{4n-3} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Donc la matrice des variances covariances des résidus annuels se déduit de la relation $V_a = CVC'$. D'autre part, le coefficient d'autocorrélation d'ordre un de la série des résidus annuels ρ_a est fonction de ρ . La relation entre ces deux coefficients se définit par :

$$\rho_a = f(\rho) = \frac{\rho(\rho+1)(\rho^2+1)^2}{2(\rho+\rho^2+2)} \quad (11)$$

Notons qu'il y a deux autres variantes de la méthode de Chow-Lin. L'une est basée sur le modèle de marche aléatoire ($u|X \sim \text{Random walk}$) proposée par Fernández (1981), et l'autre basée sur le modèle de marche aléatoire-Markov ($u|X \sim \text{ARIMA}(1,1,0)$) par Litterman (1983) (Eurostat, 1999).

2.2.2 Le modèle marche aléatoire de Fernández (1981)

Fernández (1981) suppose que les séries temporelles contiennent souvent des composantes tendancielle et cycliques et il propose alors de les transformer en éliminant la tendance avant de faire l'estimation. Il établit donc la relation entre la série annuelle et la série trimestrielle dans l'expression (6) et détermine l'estimateur du vecteur des paramètres $\hat{\beta}$ ainsi que l'estimateur \hat{Y} dans les relations (4) et (5). Contrairement à Chow-Lin qui a opté pour un processus stationnaire, Fernandez suppose que la série trimestrielle des résidus suit un processus marche aléatoire.

Considérons la représentation simple du modèle de régression trimestrielle suivant :

$$\Delta y_t = \Delta x_t' \beta + \varepsilon_t \quad (12)$$

Où $\Delta = I-L$, avec L l'opérateur de retard et β un vecteur de paramètres inconnus et ε_t est un bruit blanc de moyenne zéro et de variance σ^2_ε . Cette dernière représentation implique :

$$y_t = x_t' \beta + u_t \quad (13)$$

tel que u_t suive un processus marche aléatoire sans dérive, c'est-à-dire : $\Delta u_t = \varepsilon_t$. De façon implicite, ces deux séries ne sont pas cointégrées sinon si elles le sont, le vecteur de cointégration est différent de β .

Considérons maintenant le cas général où l'on désigne par D la matrice de dimension $(4n \times 4n)$ définie par :

$$D = (d_{ij})_{1 \leq i, j \leq 4n} \text{ telle que } d_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{si } i = j \\ -1, & \text{si } j = i - 1 \\ 0, & \text{sin on} \end{cases} \quad (14)$$

c'est-à-dire :

$$D = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

dont l'inverse est la matrice triangulaire inférieure suivante :

$$D^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

Ainsi, le modèle (13) peut se réécrire sous la forme matricielle suivante⁵:

$$Y = X\beta + \xi \quad (15)$$

avec $\xi = D^{-1}\varepsilon$ le vecteur de termes aléatoires de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance donnée par :

$$E(\xi\xi') = \sigma_\varepsilon^2 (D'D)^{-1} \quad (16)$$

où

$$(D'D)^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 2 & \cdots & 2 & 2 \\ 1 & 2 & 3 & \cdots & 3 & 3 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 1 & 2 & 3 & \cdots & 4n-1 & 4n \end{bmatrix}$$

Etant donné le processus résiduel spécifié par Fernandez, les solutions sont données par :

$$\hat{Y} = X\hat{\beta} + (D'D)^{-1}C'[C(D'D)^{-1}C']^{-1}(Y_a - X_a\hat{\beta}) \quad (17)$$

Où

$$\hat{\beta} = [X_a' [C(D'D)^{-1}C']^{-1} X_a]^{-1} X_a' [C(D'D)^{-1}C']^{-1} Y_a \quad (18)$$

Dans le cas où le modèle trimestriel contient une constante $\Delta y_t = \alpha + \Delta x_t' \beta + \varepsilon_t$, alors le processus u_t suit alors une marche aléatoire avec dérive temporelle, c'est-à-dire : $\Delta u_t = \alpha + \varepsilon_t$

Ce cas ne se traduit qu'à l'ajout d'une colonne de termes déterministes à la matrice des indicateurs, ce qui implique: $X^* = [J \ X]$ où J est le vecteur dont les éléments sont définis par: $j_{n,t} = 4(n-1) + t$ pour tout t appartenant à l'intervalle entier $[1,4]$. Alors le modèle trimestriel devient : $Y = X^*\beta^* + \xi$, où β^* est le vecteur des paramètres dont la première composante est le terme constant. Dans ce cas, pour trouver les solutions du modèle de Fernandez, il suffit de remplacer β , X et X_a dans les relations (17) et (18) par β^* , X^* et $X_a^* = CX^*$ respectivement.

2.2.3 Le modèle Marche aléatoire-Markov de Litterman (1983)

Litterman montre que la relation entre les fluctuations de court terme dans les matrices Y et $X\beta$ est faible dans la plupart des cas, cependant les niveaux peuvent varier avec le temps. Il précise que la spécification de la matrice de variance-covariance $V = \sigma^2 I_{4n \times 4n}$ dans le modèle de Chow-Lin ne convient pas dans le cas où les résidus trimestriels présentent une certaine autocorrélation. Donc, il précise la façon dont Chow et Lin ont traité le problème d'autocorrélation des résidus convient

⁵ Ce modèle a été adopté pour la première fois par Fernandez (1981) (voir aussi Di Fonzo, 1987, pp. 51-52) et plus tard par Pinheiro et Coimbra (1992), Salar et al (1994) et Eurostat (1999).

seulement dans le cas où la série des résidus est stationnaire. Il montre par ailleurs que l'hypothèse de modèle de marche aléatoire de Fernandez pour la série des résidus trimestrielle pourrait supprimer toute possibilité d'autocorrélation au niveau des résidus annuels lorsque le modèle est correct. Cependant, dans certains cas, la spécification de Fernandez n'enlève pas toute autocorrélation de la série. Pour cela, Litterman propose une généralisation suivante du modèle de Fernandez:

$$Y = X\beta + u \quad (19)$$

Avec

$$u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{et} \quad \varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + e_t \quad (20)$$

Où $e_t \sim N(0, V)$ est une variable aléatoire normale multivariée de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance V avec la condition initiale vérifiant : $u_0 = e_0 = 0$. Suivant cette spécification, le modèle de Litterman est considéré comme un modèle $ARIMA(1,1,0)$ plutôt que le choix du modèle $ARIMA(1,0,0)$ proposé par Chow-Lin et du modèle $ARIMA(0,1,0)$ proposé par Fernandez pour les innovations. Sous cette hypothèse, Litterman transforme le vecteur des résidus annuels et écrit la matrice des variances-covariances V sous la forme $(D'H'HD)^{-1}$, où H est une matrice de format $(4n \times 4n)$ définie par :

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -\phi & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -\phi & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -\phi & 1 \end{bmatrix}$$

Donc, les solutions du problème de Litterman sont données par les expressions suivantes :

$$\hat{Y} = X\hat{\beta} + (D'H'HD)^{-1}C'[C(D'H'HD)^{-1}C']^{-1}(Y_a - X_a\hat{\beta}) \quad (20)$$

$$\hat{\beta} = [X'_a(C(D'H'HD)^{-1}C')^{-1}X_a]^{-1}X'_a[C(D'H'HD)^{-1}C']^{-1}Y_a \quad (21)$$

Litterman a, de son côté, suggéré deux étapes pour l'estimation de β et la déduction de l'estimateur linéaire sans biais de Y . La première consiste alors à adopter le processus d'estimation établi par Fernandez et produire la série annuelle des résidus $\hat{u}_a = C\hat{u}$. La deuxième permet d'estimer ϕ par la formation du processus d'autocorrélation du premier ordre pour la série des résidus en différence afin de trouver la valeur de ϕ . Il est important de noter que la méthode de Litterman est théoriquement intéressante puisqu'elle tient compte de la procédure de Fernandez et essaie de produire des séries minimisant une combinaison linéaire des volatilités des taux de croissance de période en période (voir Pinheiro et Coimbra, 1993). Cependant, le cas empirique et l'évidence de Monte Carlo montrent que sa performance est parfois douteuse.

Par ailleurs, Wei et Stram (1990) ont adopté le cas général où $u|X \sim ARIMA(p,d,q)$. Malgré que cette dernière formulation englobe celles des autres modèles, les institutions statistiques adoptent généralement la méthode proposée par Chow et Lin (1971) ou bien ses extensions (Fernández, 1981, Litterman, 1983, etc.), à cause de leur simplicité de mise en œuvre.

3 Discussion sur la disponibilité des indicateurs trimestriels en Haïti

Malgré les différentes contraintes qui existent au niveau des comptes nationaux du pays, de nombreuses données sont quand même disponibles en différentes périodicités. Ces données sont généralement publiées par l'Institut Haïtien de Statistique et d'Informatique (IHSI) et la Banque de la République d'Haïti (BRH) à partir des informations recueillies de différentes sources. Cependant, la plupart des statistiques utilisées sont disponibles sur une base annuelle. Par exemple, dans le cadre de ce papier, aucune contrainte de disponibilité n'a surtout été imposée au niveau de la série annuelle du PIB réel, puisque cette dernière existe sur une période assez longue allant de 1971 à 2008 et a été calculé en base 100 de 1986-1987. Par ailleurs, la majorité des données sur les statistiques conjoncturelles, de périodicités mensuelles ou trimestrielles, sont publiées par l'IHSI. Pourtant, ces indicateurs sont disponibles pour la plupart sur une période assez restreinte. Cette faiblesse au niveau de la base de données conjoncturelles représente très pertinemment une contrainte majeure pour la réalisation de certains travaux de recherche. Toutefois, pour la trimestrialisation du PIB réel par les méthodes de Chow-Lin, Fernandez et Litterman pour lesquelles les séries de données infra-annuelles sont indispensables, ce papier se propose alors de faire l'estimation durant la période au cours de laquelle les indicateurs sont disponibles et pourraient expliquer en quelque sorte les fluctuations économiques.

3.1 *Choix des indicateurs candidats pour représenter les fluctuations économiques*

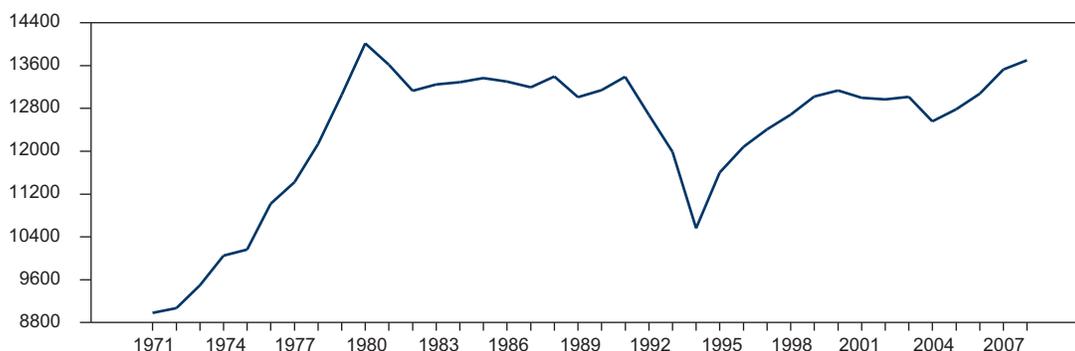
Le choix des variables candidates pour représenter les fluctuations économiques n'est pas tout à fait évident dans la mesure où l'on fait face à de sérieux problèmes de données de haute fréquence en Haïti. Toutefois, l'un des critères qui a tendance à être retenu est le choix des indicateurs relatifs au secteur ayant la plus forte contribution en termes de valeur ajoutée. Cependant, ce choix ne semble pas tout à fait pertinent en termes de corrélation de la variable de référence avec le PIB. En effet, on a remarqué que, sur une bonne période de l'étude, le secteur commerce apporte une plus forte contribution à la valeur ajoutée du PIB réel haïtien. Donc, selon ce critère, l'indice général de l'activité commerciale serait l'un des indicateurs cibles pour expliquer d'éventuelles fluctuations du produit intérieur brut. Par contre, en termes de corrélation, les séries IPI (l'indice général de la production industrielle) et IACons (l'indice général de l'activité de construction) s'avèrent les plus appropriés pour représenter les fluctuations économiques. Par conséquent, ce papier utilisera l'indice de la production industrielle comme proxy non seulement pour sa corrélation relativement élevée avec le PIB mais pour sa disponibilité sur une période assez longue.

3.1.1 *Etude préliminaire des propriétés statistiques des séries*

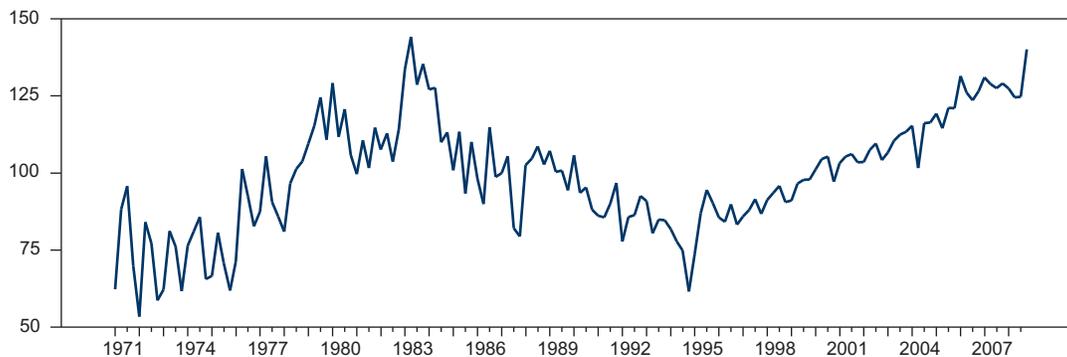
Cette section a pour objectif de faire une analyse préliminaire des propriétés de la dynamique des séries initiales en niveau ou en différence avant de procéder à la désagrégation temporelle. Pour cela, il est important de s'assurer du degré d'intégration des séries par des tests de racine unitaire et d'étudier également leurs propriétés conjointes. Cette étape permet alors de s'assurer qu'il y a cohérence au niveau des évolutions dynamiques et conjointes des séries initiales et finales obtenues après le processus de la désagrégation temporelle. Marcellino (1999) montre dans cette même logique, que les propriétés d'intégration et de cointégration des séries devraient rester invariantes quel que soit leur niveau de désagrégation temporelle. Cela veut dire que si les séries annuelles ont une racine unitaire alors les séries trimestrielles estimées l'auront aussi. De même, si deux séries annuelles sont cointégrées alors les séries trimestrielles associées le sont également.

Ainsi, les graphiques 1, 2 et 2a montrent que les séries du PIB et de l'IPI suivent presque la même tendance sur la période considérée. De plus le test de Dickey-Fuller augmenté et de Phillips-Perron (Tableaux 1 et 2) ont révélé que les séries PIB et IPI ont une racine unitaire en niveau. Cependant, ces deux variables sont stationnaires en différence première. Puisque le test ADF ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité de ces deux séries en niveau, il importe de penser à une éventuelle cointégration. De ce fait, le test de cointégration de Johansen (tableau 3) réalisé sur les deux séries ne fournit pas des résultats évidents en faveur d'une relation de cointégration. Ce constat nous permettra par la suite de vérifier la consistance des séries trimestrielles estimées.

Graphique 1
Évolution des données brutes du PIB réel annuel de 1971 à 2008
(En millions de gourdes, base 100 en 1987)



Graphique 2
Évolution de l'indice général de la production industrielle (IPI)
 (de 1997.01 à 2008.04)



Graphique 2a
Évolution des données brutes du PIB réel et de l'indice général de la production industrielle (de 1997 à 2008)

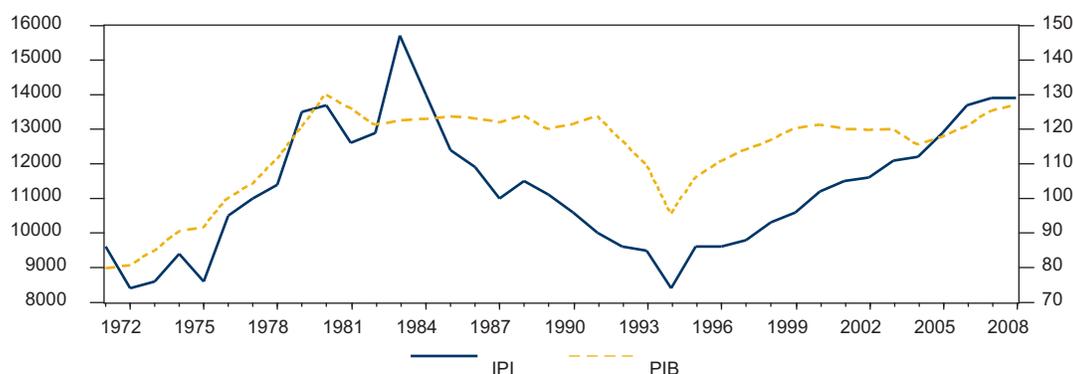


Tableau 1
Test de racine unitaire pour la série annuelle du PIB réel (1971-2008)

Statistique	Niveau	Différence 1 ^{ère}
ADF	-2.536897	-4.395430
PP	-2,503928	-4,411456

Notes: La valeur critique des tests au niveau 5% est : -2.9434. Le nombre de retards du test ADF est déterminé par le critère d'Akaike (lag=9)

Tableau 2
Test de racine unitaire pour la série trimestrielle de l'Indice Production Industrielle (de 1971 à 2008)

Statistique	Niveau	Différence 1 ^{ère}
ADF	-1.404650	-6.096349
PP	-1.497553	-6.095934

Notes: La valeur critique des tests au niveau de 5% est : -2.943427. Le nombre de retards du test ADF est déterminé par le critère d'information d'Akaike (lag=13)

Tableau 3
Test de cointégration de Johansen pour les séries du PIB et de l'IPI

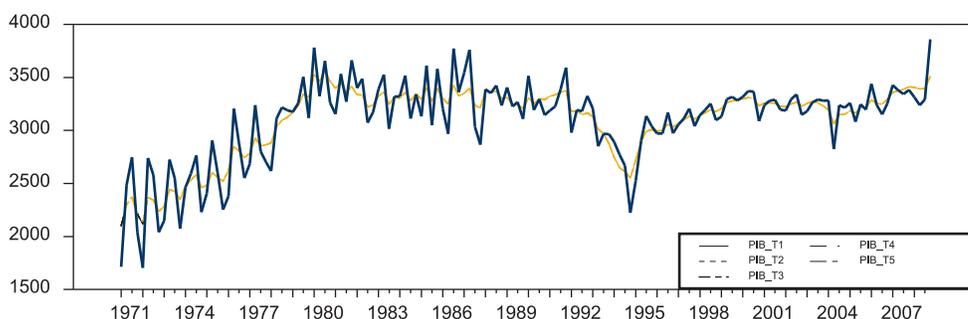
Hypothèse nulle de l'E.C.	Statistique de la Trace	Value critique au niveau 5%
Aucune*	14.31965	15.41
Au plus 1*	2.657179	3.76

Notes: * indique le rejet de l'hypothèse nulle au niveau de 5%

4 Applications empiriques

Pour estimer la série trimestrielle du PIB réel, la procédure de désagrégation temporelle de Chow et Lin (1971) ainsi que ses deux variantes : Fernández (1981) et Litterman (1983) ont été programmées sur le logiciel Rats 6.10, tandis que les études des propriétés statistiques des séries ont été réalisées sur le logiciel E-views 4.1. Les données chiffrées utilisées dans ce travail ont été recueillies de deux sources principales: l'IHSI et la BRH. Comme nous l'avons mentionné à l'introduction, cet article se propose de faire une trimestrialisation du PIB réel en utilisant des méthodes de la désagrégation temporelle faisant intervenir des indicateurs trimestriels relatifs à la série du PIB annuel disponible. En plus de l'approche classique de Chow-Lin (1971) qui est considérée comme méthode de base dans ce document, les approches dynamiques de Fernandez et de Litterman sont considérées comme des variantes de Chow-Lin. Considérant toutes ces variantes, cinq solutions (voir annexes 1 et 2), ont été obtenues comme séries trimestrielles pour le PIB réel. La véritable question est comment choisir une série trimestrielle que l'on peut retenir pour le PIB réel? Dans une première analyse, on peut affirmer que la figure 3 nous indique une similarité apparente entre les résultats de différentes méthodes, à l'exception de la méthode classique de Chow-Lin qui donne une série trimestrielle avec de plus fortes fluctuations. Toutefois, la section suivante permet d'avoir une idée claire sur le comportement des séries trimestrielles estimées.

Graphique 3
Comparaison des méthodes utilisées pour la trimestrialisation du PIB réel



4.1 La qualité de la série trimestrielle estimée par les trois méthodes

Une fois la série trimestrielle du PIB réel estimée, cette partie se propose de faire une étude de robustesse des résultats obtenus pour assurer que les propriétés statistiques des séries désagrégées sont conformes avec celles des séries non désagrégées. En se référant au tableau 3, nous avons pu constater que toutes les séries trimestrielles sont non-stationnaires en niveau mais stationnaires en différence première, donc elles sont intégrées d'ordre un ($I(1)$). Autrement dit, les séries désagrégées gardent bien leur ordre d'intégration. En outre, les résultats du test de cointégration (tableau 4) nous indiquent qu'au niveau de 5%, il y a des relations de cointégration entre les séries trimestrielles estimées, ce qui montre que chaque série est cointégrée avec chacune des autres, c'est-à-dire que les séries obtenues partagent à long terme les mêmes tendances stochastiques. Cependant, selon les résultats de cointégration de la série IPI avec les séries trimestrielles estimées on a constaté que l'IPI est cointégré seulement avec le PIB trimestriel obtenu par le modèle dynamique de marche aléatoire-Markov: $u|X \sim ARIMA(p,d,q)$ avec ou sans dérive temporelle de Litterman (1983). D'après le critère de Marcellino (1999), les variantes 1, 2 et 4 sont susceptibles d'être retenues comme trois solutions considérables. Cependant, la série trimestrielle du PIB estimée par la méthode classique de Chow-Lin (1971) est plus corrélée avec la série IPI. De plus, les fluctuations de court terme au niveau de la série d'indicateur de référence ont tendance à être reproduites fidèlement au niveau de la série trimestrielle par Chow-Lin (Graphique 3a).

Tableau 4
Tests de racine unitaire pour la série trimestrielle du PIB estimée par

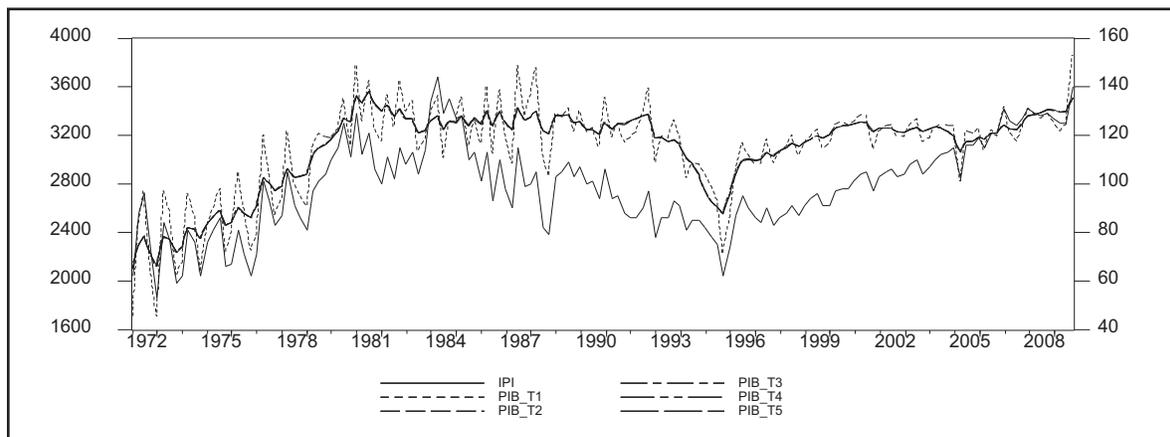
Méthodes d'estimation	Série en niveau	Différences 1 ^{ère}
Chow-Lin : Variante 1	-2.413211	-15.68789
Fernandez : Variante 2	-2.741517	-13.72041
Litterman : Variante 3	-2.773437	-13.76497
Variante 4	-2.735930	-13.53113
Variante 5	-2.769252	-13.68075

Tableau 5
Test de cointégration de Johansen pour les séries trimestrielles estimées

Hypothèse nulle de l'EC	Statistique de la Trace	Value critique au niveau 5%
Aucune **	211.8637	68.52
Au plus 1 **	147.2494	47.21
Au plus 2 **	85.35868	29.68
Au plus 3 **	32.23684	15.41
Au plus 4 **	10.36959	3.76

Notes : ** indique le rejet de l'hypothèse nulle au niveau de 5%

Graphique 3a
Comparaison de l'évolution des séries trimestrielles estimées avec celle de l'indice de la production industrielle



5 Conclusion

Ce document a tenté d'apporter une contribution à la mise en place d'un système de comptes nationaux trimestriels en construisant les séries trimestrielles du PIB réel d'Haïti par les méthodes de la désagrégation temporelle de Chow-Lin (1971), Fernández (1981) et Litterman (1983) pour la période allant du premier trimestre 1971 au quatrième trimestre 2008. Vu les contraintes de la disponibilité et de la qualité des indicateurs et d'autres informations à base trimestrielle, le choix de l'indice de la production industrielle (IPI) a été le plus convenable dans la mesure où il est disponible sur une longue période. De plus, en termes de corrélation, cet indicateur n'est pas un mauvais candidat pour expliquer les fluctuations économiques. Ainsi, les études des propriétés statistiques réalisées sur les résultats obtenus par ces trois approches d'estimation trimestrielle montrent que la solution obtenue par la méthode classique de Chow-Lin (voir l'annexe 1) peut être choisie pour le PIB trimestriel d'Haïti. En effet, les différents tests réalisés sur les séries agrégées et désagrégées expliquent une certaine constance au niveau des propriétés d'intégration et de cointégration. Compte tenu de l'indicateur choisi comme proxy, l'une des trois méthodes peut être privilégiée au détriment des autres. Cependant, dans cet article le résultat retenu est celui obtenu par le modèle économétrique de Chow-Lin.

Bibliographie

Bermingham Colin, an Examination of Data Revisions in the Quarterly National Accounts, Central Bank of Ireland, September 2006.

Bournay J., Laroque G., « Réflexions sur la méthode d'élaboration des comptes trimestriels », Annales de l'Insee, n°36, pp.3-30, 1979.

Bloem A.M., Robert J. Dippelsman, and Nils Ø. Meahl, Quarterly National Accounts Manual. Concepts, Data Sources, and Compilation, International Monetary Fund, Washington DC, 2001.

Cayemite J.M., Estimating Quarterly real GDP for CARICOM countries, Central Bank of Barbados, XXVIII th Annual Review Seminar, 24-27 July 2007.

Chow G., Lin A. L., « Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series », Review of economics and statistics, vol. 43, n°4, pp. 372-375, 1971.

Courtney Allen, "Estimating Quarterly Gross Domestic Product for Jamaica", 2002.

Di Fonzo Tommaso, Introduction to the Principles of Benchmarking and Temporal Disaggregation, OECD/Eurostat Workshop, November 27, 2003

Di Fonzo Tommaso, Short-Term Economic Information, February 18, 2005.

Eurostat, Handbook of quarterly national accounts, Luxembourg, European Commission, 1999

Fernandez, P. E. E., "A methodological note on the estimation of time series", The Review of Economics and Statistics 63, pp. 471-478, 1981

Forde Penelope, Singh Taradath and Coker Kenneth, "Quarterly Real Gross Domestic Product Estimates". Central Trinidad & Tobago, Vol XII No. III, September 1987.

Foy Y., Maurin A., En quête d'un indicateur d'activité trimestrielle pour la Guadeloupe, avril 2005.

Grégoir S., « Propositions pour une désagrégation temporelle basée sur des modèles dynamiques simples », dans « Workshop on Quarterly National Accounts, Paris-Bercy 05/12/1994-06/12/1994 », Working Documents Eurostat, 2002.

John C. F., A RATS subroutine to implement the Chow-Lin distribution/interpolation procedure. Research technical paper, April 2004

Kladroba Andreas, the temporal disaggregation of time series, University Duisburg-Essen, December 2005.

Lewis Denny, "A Quarterly Real GDP Series for Barbados, 1974-1995: A sectoral Approach. Central Bank of Barbados", Economic Review vol xxiv No. 1, June 1997.

Lisman, J.H.C., Sandee, J., 1964. Derivation of quarterly figures from annual data. Applied Statistics vol. 13 (2), pp 87-90.

Litterman, R. B. "A random walk, Markov model for the distribution of time series", Journal of Business and Economic Statistics 1, pp. 169-173. 1983.

Marcellino, M. "Some Consequences of Temporal Aggregation in Empirical Analysis". Journal of Business and Economic Statistics, 17, 129-136. 1999

Nicholls Shelton, Coker Kenneth, Forde Penelope, Temporal Disaggregation of the Gross Domestic Product (GDP) series in Trinidad and Tobago, July 1995.

Nicholls Shelton, "Deriving Quarterly GDP Estimates for Belize, Central Bank of Belize" July 5, 2002.

Perry Desmond R., Temporal Disaggregation of the Gross Domestic Product (GDP) for an Island-Region Economic: The Case of Tobago. UWI, St Augustine 2006.

Proietti, T. (2004). Temporal Disaggregation by State Space Methods: Dynamic Regression Methods Revisited. Eurostat Working Papers and Studies, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities. Forthcoming in the *Econometric Journal*.

Savio Giovanni, Quarterly National Accounts. Statistics Coordination Unit, UN-ESCWA, 19-21 December 2006.

Serju Prudence, Estimating Quarterly Expenditure-Based GDP for Jamaica: A General Kalman Filter Approach, Bank of Jamaica February 2004.

Wei, W. W. S. and D. O. Stram (1990). Disaggregation of time series models. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 52, 453-67.

L'évolution des séries trimestrielles du PIB réel estimées par les méthodes de Chow-Lin, Fernández et Litterman du premier trimestre de 1971 au quatrième trimestre de 2008
(En millions de gourdes, base 100 en 1986-87)

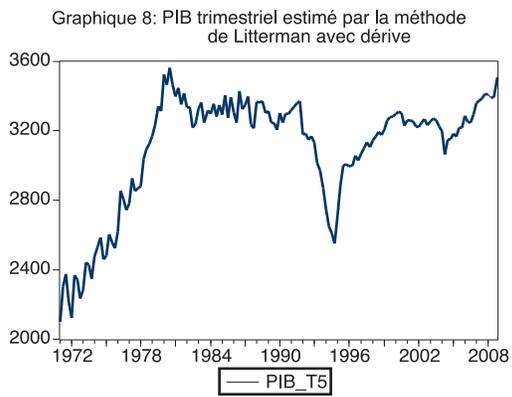
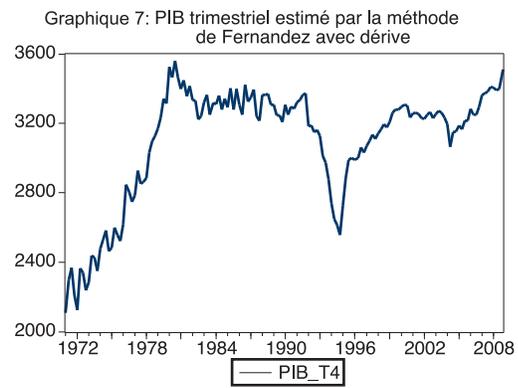
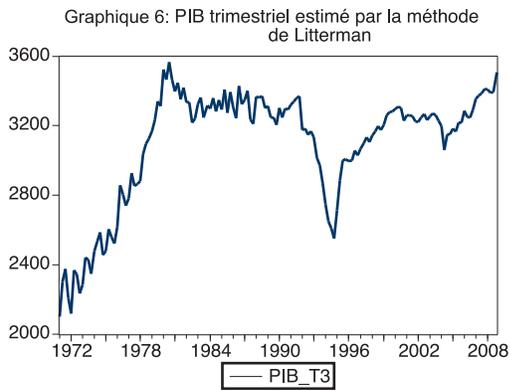
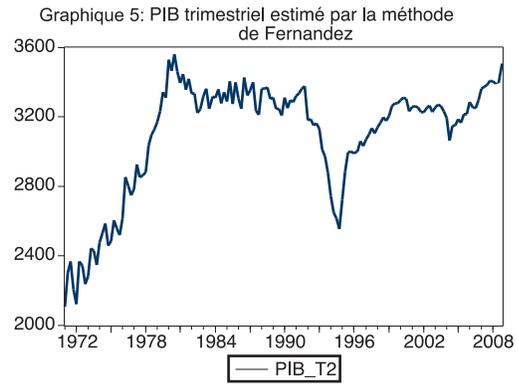
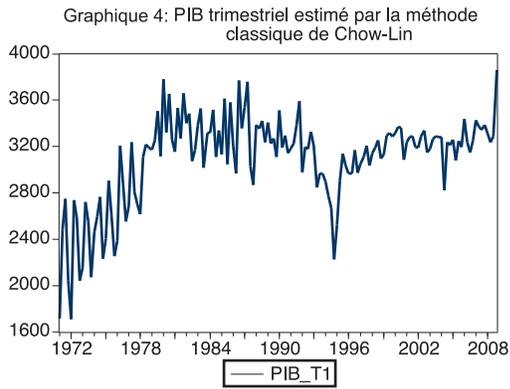


Tableau 6
La signification des variables et les variantes de la Méthode de Chow-Lin

<u>Variables</u>	<u>Signification</u>	<u>Variantes</u>
<i>PIB_t1</i>	PIB trimestriel estimé par la méthode de Chow-Lin	$u X \sim AR(1)$
<i>PIB_t2</i>	PIB trimestriel estimé par la méthode de Fernández	$u X \sim Random\ Walk$ (marché aléatoire sans dérive)
<i>PIB_t3</i>	PIB trimestriel estimé par la méthode de Litterman	$u X \sim ARMA(1,1,0)$
<i>PIB_t4</i>	PIB trimestriel estimé par la modèle de Litterman modifié	$u X \sim Random\ Walk$ with drift (marche aléatoire avec dérive)
<i>PIB_t5</i>	PIB trimestriel estimé par le modèle de Litterman modifié	$u X \sim ARMA(1,1,0)$ avec trend

Tableau 7

Les séries trimestrielles du PIB réel estimées par les méthodes de Chow-Lin, Fernández et Litterman
(En millions de gourdes, base 100 en 1986-87)

Obs.	PIB_A	IPI	PIB_T1	PIB_T2	PIB_T3	PIB_T4	PIB_T5
1971:01		62,26	1713,10	2107,69	2099,32	2107,83	2098,53
1971:02		88,16	2484,41	2299,08	2299,46	2297,18	2298,59
1971:03		95,76	2745,79	2368,16	2373,16	2366,29	2372,70
1971:04	8981,66	69,82	2038,35	2206,73	2209,72	2210,36	2211,84
1972:01		53,48	1705,51	2121,02	2119,33	2126,00	2122,12
1972:02		84,05	2738,85	2366,22	2368,25	2362,81	2366,77
1972:03		77,15	2581,39	2343,31	2344,45	2340,56	2342,94
1972:04	9066,89	58,70	2041,13	2236,34	2234,85	2237,52	2235,06
1973:01		62,20	2150,11	2283,14	2282,24	2284,06	2282,37
1973:02		81,17	2723,44	2440,15	2441,44	2437,40	2440,08
1973:03		76,13	2550,56	2427,08	2427,69	2426,06	2427,35
1973:04	9498,05	61,69	2073,93	2347,68	2346,69	2350,53	2348,25
1974:01		76,41	2464,71	2475,71	2476,52	2475,97	2476,79
1974:02		81,04	2592,78	2530,45	2531,63	2529,93	2531,43
1974:03		85,69	2763,48	2583,58	2584,45	2581,81	2583,56
1974:04	10049,53	65,64	2228,56	2459,79	2456,93	2461,83	2457,75
1975:01		66,59	2407,04	2483,31	2481,07	2484,04	2481,40
1975:02		80,71	2903,76	2603,46	2603,68	2600,62	2602,35
1975:03		70,83	2598,14	2556,35	2557,00	2555,96	2556,82
1975:04	10162,33	61,92	2253,40	2519,21	2520,59	2521,72	2521,77
1976:01		71,30	2380,80	2615,03	2616,51	2617,06	2617,37
1976:02		101,30	3204,43	2850,93	2855,16	2847,50	2853,53
1976:03		92,52	2880,96	2805,26	2804,96	2804,63	2804,71
1976:04	11017,13	82,70	2550,94	2745,91	2740,51	2747,95	2741,53
1977:01		87,45	2684,81	2783,79	2780,72	2784,87	2781,32
1977:02		105,40	3237,23	2927,97	2927,27	2925,10	2925,97
1977:03		90,61	2803,23	2852,42	2852,56	2852,83	2852,70
1977:04	11425,73	85,97	2700,46	2861,56	2865,19	2862,94	2865,74
1978:01		80,95	2617,35	2880,70	2881,15	2883,08	2882,22
1978:02		96,66	3112,25	3033,55	3036,59	3032,74	3036,19
1978:03		101,35	3216,88	3094,69	3095,29	3093,58	3094,80
1978:04	12135,14	103,76	3188,66	3126,20	3122,11	3125,74	3121,94
1979:01		109,57	3174,18	3168,41	3168,27	3168,25	3168,16
1979:02		115,39	3255,01	3232,43	3230,74	3232,18	3230,61
1979:03		124,52	3505,76	3341,61	3342,09	3340,10	3341,41
1979:04	13052,61	110,78	3117,65	3310,16	3311,51	3312,08	3312,44
1980:01		129,13	3781,40	3528,16	3524,15	3525,95	3523,15
1980:02		111,74	3320,15	3464,95	3463,29	3466,39	3463,95
1980:03		120,70	3653,17	3561,23	3564,87	3560,26	3564,40
1980:04	14015,20	105,83	3260,48	3460,85	3462,89	3462,60	3463,70
1981:01		99,65	3154,11	3394,67	3398,21	3397,01	3399,36

1981:02		110,62	3532,17	3447,47	3448,03	3446,75	3447,74
1981:03		101,65	3271,37	3356,13	3352,60	3356,94	3352,95
1981:04	13616,63	114,70	3658,98	3418,35	3417,80	3415,93	3416,57
1982:01		107,57	3400,82	3334,69	3336,26	3333,71	3335,72
1982:02		112,87	3487,07	3332,60	3335,87	3330,95	3335,05
1982:03		103,65	3072,39	3220,74	3219,64	3222,31	3220,40
1982:04	13130,32	114,17	3170,04	3242,29	3238,54	3243,36	3239,14
1983:01		133,57	3387,51	3320,11	3323,41	3319,36	3323,01
1983:02		144,09	3527,05	3362,45	3364,07	3360,83	3363,30
1983:03		128,61	3015,70	3247,72	3245,06	3249,96	3246,13
1983:04	13248,13	135,30	3317,88	3317,86	3315,60	3317,99	3315,70
1984:01		127,04	3323,08	3309,32	3300,87	3309,62	3301,16
1984:02		127,65	3515,28	3360,32	3357,88	3359,02	3357,33
1984:03		110,00	3110,38	3278,27	3281,34	3279,65	3281,91
1984:04	13288,24	113,13	3339,50	3340,34	3348,16	3339,95	3347,84
1985:01		100,87	3130,99	3289,72	3293,66	3291,21	3294,24
1985:02		113,39	3610,18	3404,01	3406,68	3402,08	3405,74
1985:03		93,39	3048,69	3276,43	3273,00	3278,57	3274,05
1985:04	13368,46	110,09	3578,60	3398,30	3395,12	3396,59	3394,43
1986:01		98,09	3203,50	3305,46	3304,56	3306,53	3305,12
1986:02		89,91	2968,44	3246,04	3244,38	3248,75	3245,68
1986:03		114,78	3771,72	3427,43	3429,44	3424,13	3427,88
1986:04	13303,28	98,70	3359,62	3324,35	3324,90	3323,88	3324,60
1987:01		100,00	3539,42	3350,98	3349,61	3349,17	3348,75
1987:02		105,39	3760,00	3399,06	3400,22	3395,62	3398,60
1987:03		82,09	3032,78	3235,89	3235,88	3237,83	3236,78
1987:04	13198,00	79,48	2865,80	3212,07	3212,29	3215,38	3213,87
1988:01		102,50	3386,84	3362,62	3365,63	3362,23	3365,39
1988:02		104,70	3351,97	3361,81	3362,58	3361,84	3362,58
1988:03		108,60	3423,27	3369,50	3368,18	3369,07	3368,01
1988:04	13398,00	102,70	3235,93	3304,07	3301,61	3304,86	3302,02
1989:01		107,20	3406,42	3308,90	3312,11	3308,09	3311,80
1989:02		100,40	3225,52	3245,48	3247,56	3245,69	3247,67
1989:03		100,80	3266,75	3245,14	3244,60	3244,87	3244,44
1989:04	13008,00	94,40	3109,32	3208,49	3203,73	3209,36	3204,08
1990:01		105,70	3513,36	3309,46	3303,11	3307,62	3302,20
1990:02		93,60	3191,44	3250,85	3246,12	3251,47	3246,40
1990:03		95,30	3295,05	3296,73	3299,64	3296,70	3299,64
1990:04	13143,00	88,10	3143,16	3285,97	3294,13	3287,21	3294,75
1991:01		86,10	3185,59	3318,64	3321,47	3319,96	3322,13
1991:02		85,60	3226,43	3335,31	3337,43	3336,38	3337,95
1991:03		90,10	3387,77	3360,80	3360,20	3360,52	3360,06
1991:04	13390,00	96,80	3590,20	3375,25	3370,90	3373,14	3369,86

Dépôt légal: 2^e trimestre 2010
No.10-05-075
Bibliothèque Nationale d'Haïti

Conception et Mise en page :
Unité Graphique et Publication de la
Banque de la République d'Haïti
Achévé d'élaborer: Septembre 2009, Achévé d'imprimer :Mai 2010
Imprimeur : Protech Inc.
Verdun (Québec), Canada

Pour toutes informations, s'adresser à :

Banque de la République d'Haïti
Direction Monnaie et Analyse Économique
Port-au-Prince, Haïti
Boîte postale : (BP) 1570
Téléphones : 2998-2023 / 2299-1200 / 2299-1251
Télécopieur : (Fax) 2299-1149
Internet : <http://www.brh.net>
E-mail : brh_mae@brh.net