



BANQUE DE LA RÉPUBLIQUE D'HAÏTI

CAHIER DE RECHERCHE

MAE/BRH - CR-001

Janvier 2008

Préface

Dans le cadre de ses efforts de dissémination des informations et de sa contribution à l'enrichissement du débat sur les phénomènes macroéconomiques et financiers relatifs, principalement, à notre économie, la Banque de la République d'Haïti prend plaisir à communiquer au public le premier numéro du « Cahier de recherche de la BRH ». Cette première sortie qui se veut plutôt thématique autour de la problématique de l'inflation et de ses relations avec le taux de change, de la rigidité des prix et de ses déterminants, offre à l'institution l'occasion de partager avec les agents économiques le fruit des réflexions et les résultats des investigations de ses cadres. Il est entendu que les vues exprimées au cours des travaux ne reflètent pas nécessairement l'opinion officielle de la Banque Centrale et n'engagent que leurs auteurs.

L'inflation et le change sont au cœur des politiques publiques visant à la fois la stabilisation macroéconomique et la croissance du produit intérieur brut avec des préoccupations liées, entre autres, au pouvoir d'achat, au chômage, à la compétitivité et à l'équilibre. Depuis le détachement de la gourde par rapport à la parité fixe, devenu insoutenable à cause de l'apparition de maints déséquilibres, notamment celui des finances publiques, le taux de change et l'inflation ont évolué assez rapidement à la hausse.

Au cours des vingt dernières années, l'économie nationale a connu des périodes de forte inflation, suivies d'épisodes d'inflation modérée, en tout cas plus élevée que celle de nos principaux partenaires et de la plupart des pays de la région. Par exemple, les prix ont fortement progressé durant les périodes 1991-1994 et 2003-2005, avec des taux d'inflation atteignant des pics de 51,85 % et 38,40 % respectivement, tandis qu'ils ont crû à des rythmes un peu plus faibles au cours des périodes 1997-2002 et 2006-2007. Sur le marché des

changes, le taux, coté à l'incertain, atteignait en février 2003, jusqu'à 50 gourdes pour un dollar malgré une politique à tendance générale d'appréciation du taux de change réel.

Au cours des quatre dernières années, une politique monétaire prudente combinée à la posture budgétaire beaucoup moins expansionniste ont permis un taux d'inflation relativement faible et qui évolue depuis le deuxième trimestre de 2007 au dessous de 10 % en glissement annuel. Le ralentissement apparent de la demande, accompagné d'une appréciation substantielle de la gourde, 8,06 % en moyenne entre 2006 et 2007, semble y avoir également contribué en dépit des répercussions asymétriques des mouvements du change sur les prix.

Toutefois, la performance de cette période reste fragile d'une part, dans le contexte de cette économie petite et ouverte, de la forte volatilité des prix des produits pétroliers sur le marché international et de la hausse des prix des produits de base et, d'autre part, dans le contexte d'une économie dollarisée à près de 50 %, de rigidité d'offre, et donc de limitation des rentrées de devises atténuée par les dons et les transferts sans contrepartie.

Ces constats interpellent conséquemment la réflexion des économistes et l'attention des « policy makers ». Les recherches empiriques de nos collègues sont conduites à la lumière des développements théoriques les plus récents et à l'aide des derniers outils statistiques et économétriques qui ont permis des tentatives éclairantes aidant à la compréhension et à la quantification des phénomènes économiques. Néanmoins, l'économie n'étant pas une science exacte, les conclusions ne sauraient être définitives et s'enrichiront de vos commentaires et critiques.

Le « Cahier de Recherche de la BRH » renoue avec une longue tradition de publication de travaux de recherche économétrique à la Banque Centrale et trouvera la place qui lui revient dans la communauté des chercheurs, des décideurs et des agents économiques en général.

Ronald Gabriel

Directeur

Monnaie et Analyse Économique (MAE)

rgabriel@brh.net

« Evaluation empirique de l'impact de l'inflation sur le taux de change de 1997 à 2007 »

Ludmilla Buteau

Résumé

Compte tenu du degré d'ouverture de notre économie, les chocs externes nous sont transmis avec moins de retard mais avec des effets qui mettent beaucoup plus de temps à se dissiper. L'interaction entre les sphères externe, réelle et monétaire devient plus importante, et fait l'objet de plusieurs études par les économistes de diverses banques centrales des pays à taux de change flexible, notamment en Haïti. L'importance des effets du taux de change sur les prix relatifs s'accroît de plus en plus. Toutefois, selon la théorie de la parité du pouvoir d'achat, une variation de l'inflation entraînerait une fluctuation dans les mêmes proportions du taux de change. Dans cette étude, nous avons vérifié cette hypothèse par un essai de mesure de l'impact de l'inflation sur le taux de change. Selon nos principales conclusions et observations tirées d'un modèle à correction d'erreur VEC, nous avons constaté qu'un choc sur le niveau des prix a une incidence sur le comportement du change, en tenant compte des variations de la masse monétaire M2, et du taux directeur de la banque centrale. Nos résultats indiquent qu'une hausse du taux d'inflation entraîne une hausse du taux de change (dépréciation de la monnaie locale), qui dure environ 7 mois. Par la suite, compte tenu de la réaction des autorités monétaires, l'effet tend à se dissiper et on observe une baisse du taux de change (appréciation de la monnaie locale).

Mots clés: inflation, taux de change, parité du pouvoir d'achat, modèle à correction d'erreur

Sommaire

1. Introduction	6
2. Cadre théorique	6
2.1 Définition et déterminants principaux du taux d'inflation	6
2.2 Définition et déterminants principaux du taux de change	7
2.3 Taux de change et la parité du pouvoir d'achat	8
2.3.1 Offre de monnaie et change	9
2.3.2 Relation entre taux de change et Inflation	10
3. Revue de littérature	11
3.1 Complexité de l'impact de l'inflation sur le taux de change	11
4. Faits stylisés de l'économie haïtienne	12
4.1 Evolution du taux de change, du taux d'inflation, de la masse monétaire M2 et du taux directeur	12
5. Estimation et Résultats	17
5.1 Choix des variables	17
5.2 Estimation de l'impact de l'inflation sur le taux de change à partir de la modélisation VEC	17
5.2.1 Test de stationnarité des variables	17
5.2.2 Détermination du nombre de retards et présentation du modèle	18
5.2.3 Test de Cointégration de Granger / Test de Cointégration de Johansen	18
5.2.4 Résultat des tests de Causalité de Granger et Ordre des Variables	19
5.3 Résultat de l'estimation / Quelques Statistiques de l'Estimation du modèle VEC	20
5.3.1 Fonctions de réponse impulsionnelle	20
5.3.2 Décomposition de la Variance	21
6. Conclusion et Remarques	22
7. Bibliographie	23
8. Annexe statistique	25

1. Introduction

Le suivi du pass-through du taux de change par exemple, est un élément essentiel à la conduite de la politique monétaire compte tenu du fait que les fluctuations du taux de change influent énormément sur le niveau des prix. Cette situation est d'autant plus importante dans le cas des Banques Centrales ayant une cible d'inflation, comme en Haïti. En effet, le taux de change de part son impact et sa disponibilité régulière, est considéré comme un indicateur de l'orientation future de la politique monétaire (restrictive lors d'une dépréciation). Cependant, la relation « taux de change et inflation » n'est pas unidirectionnelle, suivant l'avis de plusieurs économistes étrangers (Waldman et Clarida 2006) qui ont étudié l'impact du taux d'inflation sur le taux de change. Leur cadre théorique s'appuyait sur l'hypothèse de cointégration entre ces variables. Cette hypothèse satisfaite, les résultats devraient conclure que la condition de la parité du pouvoir d'achat est remplie. D'après cette théorie, une évolution au niveau des prix devrait entraîner une variation dans les mêmes proportions du taux de change. Ainsi, au niveau de cette étude, nous nous donnons pour objectif de vérifier l'importance des fluctuations des prix sur la variabilité du taux de change, et son ampleur dans l'économie haïtienne. Ce sujet se révèle également pertinent compte tenu du ralentissement de la hausse des prix observée depuis le mois de mai de l'exercice 2005–2006 et de la tendance à l'appréciation de la monnaie locale. Nos estimations visent, en outre, à connaître les délais de réaction de l'un de ces prix par rapport aux variations de l'autre. Nos résultats nous permettront alors de mieux comprendre les mécanismes liant ces deux variables.

Ce travail de recherche comprend six points. Aux points 1 et 2, on retrouve le cadre théorique constitué des définitions du taux de change, du taux d'inflation, leurs déterminants et l'interaction entre le change et d'autres variables monétaires. Il s'en suit au point 3 une revue de la littérature concernant le taux de change, le taux d'inflation et la politique monétaire. Quelques faits stylisés de l'économie haïtienne et une vérification empirique du phénomène en utilisant différents modèles appropriés se trouvent respectivement aux points 4 et 5. La conclusion suit au point 6.

2. Cadre théorique

2.1 Définition et déterminants principaux du taux d'inflation

L'inflation est le résultat d'un déséquilibre entre l'offre et la demande de biens et services qui se manifeste par une hausse du niveau des prix. Les sources de l'inflation sont diverses : selon la théorie économique la variation de l'indice des prix peut résulter généralement d'une hausse des prix de certains intrants, particulièrement des produits pétroliers; d'une croissance de l'offre monétaire due au financement monétaire du déficit public, ou d'une hausse de prix enregistrée dans les pays partenaires (degré du pass-through). Elle peut également être consécutive à une hausse des salaires et des intrants et des anticipations adaptatives ou rationnelles.

Le facteur principal à la base de toute pression inflationniste dans la plupart des pays en développement demeure le déficit budgétaire. En effet, dans le cas d'Haïti, plus particulièrement, le déficit budgétaire est financé par la création monétaire. Cette augmentation de la monnaie en circulation va accroître le pouvoir

d'achat des agents économiques, donc de la demande. L'offre étant rigide à court terme, cette pression de la demande sur l'offre disponible engendrera la montée des prix.

Comme autre source d'inflation, nous avons choisi de parler de celle relative à la hausse des prix des produits importés, compte tenu du poids de l'importation dans l'offre globale en Haïti. En effet, une augmentation des prix dans les pays partenaires d'Haïti va entraîner une détérioration de la balance commerciale, de la balance des paiements qui est le principal déterminant du taux de change. Une hausse du taux de change provoquera une hausse des prix locaux, dont l'ampleur dépendra du degré du pass-through dans l'économie. L'un des déterminants importants à la variation des prix depuis quelques années est celle des prix des produits pétroliers. En effet, durant ces dix dernières années, les hausses significatives du cours du pétrole ont été à la base de l'augmentation des prix dans presque tous les pays, surtout ceux qui ne produisent pas l'or noir.

Par ailleurs, les différentes sources d'inflation donnent lieu aux différentes appellations. Il peut s'agir d'inflation par les coûts, inflation refoulée, inflation par la demande, inflation structurelle et inflation importée qui est sus-mentionnée.

2.2 Définition et déterminants principaux du taux de change

D'une manière générale, le taux de change se définit comme étant le prix de la monnaie nationale par rapport à une autre devise, c'est la cotation à l'incertain. Il y a également la cotation au certain. Le taux de change est un prix relatif qui affecte l'allocation des ressources à moyen terme. On distingue plusieurs types de taux de change. Il peut s'agir du taux de change fixe, qui était en vigueur avant la seconde guerre mondiale, ou de taux de change flexible par rapport au dollar à la fin des années 1970. Selon les modes de calcul, on les classe comme taux de change réel ou nominal, effectif ou bilatéral. Il y a également les taux de change au comptant (spot) ou à terme.

En régime de change fixe, le taux de change est établi par les autorités monétaires du pays qui essaient de maintenir la parité de la monnaie nationale par rapport à un panier de devises ou une monnaie étrangère. Les pouvoirs publics sont en mesure d'intervenir sur le marché, et peuvent même dévaluer leur monnaie au cas où ceci aiderait l'économie. Dans ce cas, la Banque centrale utilise ses réserves de change afin de résorber les écarts entre l'offre et la demande de devises en cas de déséquilibres. Si les réserves en devise se révèlent de préférence insuffisantes, les pouvoirs publics peuvent choisir de s'endetter soit sur les marchés financiers internationaux, soit auprès du FMI ou d'autres banques centrales. En change fixe, la hausse des réserves de change implique une hausse des termes de l'échange, due à la variation du solde de la balance des paiements.

Lorsqu'il s'agit de flexibilité du taux, le marché des changes qui devient le lieu de rencontre des offres et des demandes de devises, détermine le taux de change. Les banques qui sont les principaux opérateurs, interviennent pour le compte de leurs clients et pour leur propre compte en effectuant des opérations de couverture, d'arbitrage et de spéculation. En régime de change flottant, les déterminants du taux de change se résument à l'état de la balance des paiements, le différentiel d'inflation avec les principaux pays partenaires et les variations du taux d'intérêt et des anticipations des agents.

Selon l'approche des biens et services de la balance des paiements, le taux de change tend vers la dépréciation ou l'appréciation selon que la balance des biens et services est déficitaire ou excédentaire. D'un autre côté, l'approche monétaire stipule que la croissance des différents agrégats monétaires entraîne la dépréciation de la monnaie nationale sur le marché des changes.

Ainsi, le différentiel d'inflation, relevant de la théorie de la parité des pouvoirs d'achat, constitue le deuxième déterminant des taux de change au comptant et à terme. En d'autres termes, la variation du différentiel d'inflation devrait traduire une modification de même ampleur du taux de change.

En ce qui a trait aux variations des taux d'intérêt, il convient d'avancer que tout écart de rendement sur les placements de même risque sur deux places financières induit des mouvements de capitaux vers les pays offrant de meilleurs taux, par conséquent des variations du taux de change.

Les anticipations de change et les chocs externes constituent aussi des déterminants du taux de change. Une hausse de la demande étrangère, par exemple, entraîne une hausse du niveau de production, donc des exportations. Ceci suppose, les importations augmentant au même rythme, une amélioration des termes de l'échange, ce qui permet une hausse de la valeur de la monnaie locale. L'équilibre de long terme sur les marchés des changes et financiers ne dépend donc pas de la fonction de demande d'actifs étrangers, à condition toutefois que la sensibilité de celle-ci au différentiel de rentabilité soit faible. Une hausse des prix étrangers accroît la dépréciation de la monnaie locale. Par la suite, une courte phase transitoire permet grâce aux gains de compétitivité et à un excédent commercial de reconstituer le pouvoir d'achat des avoirs détenus à l'étranger. Les anticipations de change et d'inflation peuvent aussi contribuer à faire fluctuer le taux de change. En effet, les simples consommateurs sont les agents économiques qui reçoivent le mieux les signaux de l'économie. A la suite d'un choc (interne ou externe) et/ou selon des effets saisonniers, ils peuvent prévoir la possibilité d'une augmentation (ou diminution) de l'inflation qui les pousse à accumuler, à dépenser ou à épargner en monnaie locale ou étrangère.

2.3 Taux de change et la Parité du Pouvoir d'achat

La théorie à la base de notre étude est celle de Gustav CASSEL (1918) sur la Parité du Pouvoir d'Achat (PPA). La parité des pouvoirs d'achat explique que les variations du taux de change entre deux devises A et B dépendent du différentiel d'inflation existant entre ces économies. En d'autres termes, cette parité est assurée par les fluctuations du taux de change qui neutralisent les écarts entre les prix à la consommation de ces pays.

De cette manière, tout différentiel de taux d'inflation entre deux pays devrait être compensé, dans le long terme, par une variation du taux de change de même importance. C'est la modification du rapport de prix entre les deux pays qui va influencer le taux de change.

Ainsi, lorsqu'un pays A donné connaît une inflation supérieure à celle d'un pays partenaire B, les habitants auront tendance à vouloir se procurer des biens du pays B. Ce qui entraînera alors une baisse des exportations de A et une hausse de ses importations qui seront à meilleur prix à l'extérieur, d'où une dépréciation de la monnaie du pays A par rapport à celle du pays étranger, B.

Explication du mécanisme :

- Si un pays D a un taux d'inflation plus élevé que celui d'un pays E :
 - o Le pays D augmentera ses importations de produits du pays E, puisque les prix y sont moins élevés
 - o Les exportations du pays D diminueront car les prix des produits seront plus élevés.
 - o Cela a pour conséquence un déficit de la balance commerciale du pays D par rapport à celle du pays E et la réalisation d'une nouvelle parité des monnaies (augmentation de la demande de monnaie du pays E et baisse de celle du pays D, la valeur de la monnaie locale va donc baisser, le prix du pays D exprimé dans la monnaie du pays E va se remettre à diminuer de manière à atteindre un équilibre)

Ce mécanisme peut être expliqué par l'équation du taux de change réel :

$$\text{Taux de change réel} = \frac{\text{Prix des biens en monnaie étrangère}}{\text{Prix des biens en monnaie locale}} * \text{Taux de change nominal}$$

2.3.1 Offre de monnaie et taux de change

Le lien entre parité du pouvoir d'achat et inflation tient compte également de l'évolution de la masse monétaire. En effet, une variation des prix de l'extérieur peut entraîner une hausse des prix intérieurs à court terme, le taux de change réel étant constant dans un cas de respect de la PPA.

L'offre de monnaie est une des variables clés pour comprendre le comportement du taux de change dans les économies ouvertes. Selon l'approche monétaire de la balance des paiements, la valeur du taux de change étant fonction de l'offre de monnaie, elle s'apprécie lorsque la masse monétaire diminue et se déprécie dans le cas contraire. Or, la relation entre la masse monétaire et l'inflation montre qu'une baisse de l'offre de monnaie entraîne aussi celle du rythme de croissance du niveau des prix, ce qui traduit une décélération du taux d'inflation. Le mécanisme liant l'offre de monnaie et le change s'explique d'abord par la condition de parité du taux d'intérêt. En effet, une approche par les actifs permet d'appréhender la théorie sous-jacente à cette condition de base d'équilibre. Elle stipule qu'il y a équilibre sur le marché des changes si les dépôts en différentes devises offrent le même taux de rendement. Si les dépôts en monnaie locale offrent des taux d'intérêt inférieurs à ceux des dépôts en devise étrangère, les agents (rationnels) voudront constituer des dépôts en devise étrangère et iront même jusqu'à convertir leurs dépôts en monnaie étrangère. Ce même scénario, avec les rôles inversés des deux devises, entraînera un déséquilibre, qui sera perçu aussi par les opérateurs sur le marché des changes qui seront à leur tour prêts à détenir l'un ou l'autre des dépôts.

Intuitivement, ceci impliquerait qu'un meilleur rendement des dépôts en monnaie locale entraîne l'appréciation de celle-ci par rapport à l'autre devise. Ainsi, un équilibre des taux de rendement permet de garder l'équilibre sur le marché des changes. Cette situation se définit comme l'atteinte de la parité des taux d'intérêt, du pouvoir d'achat compte tenu du rapport de la valeur des deux monnaies.

Les taux d'intérêt sur les dépôts créent chez les agents économiques des anticipations d'inflation et conséquemment des anticipations du change. Ainsi, un accroissement de l'offre monétaire donne lieu à une hausse du taux d'intérêt directeur en vue d'absorber le surplus de liquidité dans l'économie. Cette hausse du taux crée par conséquent un déséquilibre sur le marché, puisque les agents voudront avoir de préférence des actifs en monnaie locale. Cette relation de causalité se révèle proportionnelle en longue période. Il en est de même pour la théorie de la parité des pouvoirs d'achat. En effet, elle stipule que si dans un pays donné, l'inflation est supérieure à celle du pays partenaire, la monnaie du pays à plus forte inflation se déprécie sensiblement par rapport à la monnaie du pays étranger. Cette relation découle principalement de celle existant entre le taux de change et le différentiel d'inflation.

La masse monétaire revêt une importance particulière pour les opérateurs sur les marchés financiers internationaux qui anticipent les variations de celle-ci. Dans le cas de l'offre monétaire, l'excès en monnaie locale est vendu sur le marché des changes, ce qui tend à provoquer une baisse de sa valeur sur ce marché. De même par sa relation avec le taux d'intérêt, le taux de change se trouve directement et indirectement lié au taux d'inflation.

2.3.2 Relation entre taux de change et Inflation

La politique monétaire et le cadre dans lequel elle s'inscrit ont de profondes répercussions sur les résultats économiques à court comme à long terme et font l'objet d'analyses permanentes. Ces répercussions dépendent du régime de change en place et constituent de ce fait l'un des thèmes des études analytiques entreprises par la plupart des pays de l'OCDE. La relation entre l'offre de monnaie et le change étant établie précédemment, il nous revient à définir celle existant entre l'inflation et le change. Du point de vue théorique, un accroissement de l'offre de monnaie, toutes choses égales par ailleurs, provoque une augmentation proportionnelle du niveau des prix. L'hypothèse selon laquelle les prix s'ajustent après une variation de l'offre de monnaie n'est pas la seule source de l'inflation, ni de son report sur le change. En effet, certains produits qui sont échangés sur le marché international voient leur prix varier au jour le jour. Ce qui peut contribuer déjà à faire varier le taux de change, après un certain nombre de retards.

La variation du taux de change ne sera pas sans effet sur les prix dans l'économie. En effet, une appréciation de la monnaie locale résultant d'un repli du taux d'inflation aura un impact positif sur les prix relatifs dans le pays en question. Une éventuelle baisse de ces prix entraînera a fortiori un nouveau ralentissement de l'inflation. On parle alors de « Feedback effect ».

D'autre part, cette relation provient du fait qu'une augmentation du taux d'inflation cause une augmentation du taux d'intérêt. Il existe une relation directe entre le taux d'intérêt et le taux de change réel. Le lien entre ces deux variables vient du fait que les taux d'intérêt élevés tendent à l'appréciation de la monnaie (donc à une hausse du taux de change), puisqu'ils entraînent un accroissement de la demande de titres libellés dans la devise considérée. Toutefois, cette relation peut être modifiée dépendamment de la structure du pays et du régime en vigueur.

Par ailleurs, une rareté de la production due au fait que l'offre est rigide à court terme, implique une hausse de la monnaie en circulation à cause de la hausse des prix qui permet l'ajustement entre l'offre et la demande.

En conséquence, un relèvement des taux d'intérêt devrait être effectué en vue de résorber le surplus de liquidité sur le marché monétaire. Ce mécanisme aura pour effet de rendre la monnaie locale plus rare, ce qui va impliquer une baisse du taux de change, donc une appréciation de la monnaie locale.

3. Revue de littérature

3.1 Complexité de l'impact de l'inflation sur le taux de change : Résultats des études de Waldman et Clarida (2006)

La hausse des prix intérieurs dans un pays donné accroît les prix relatifs liés au taux de change par rapport à la théorie citée au point précédent. Laquelle sous-entend que si l'inflation d'un pays croît, il devrait s'attendre à une dépréciation de sa monnaie. En effet, en situation de déficit de la balance des paiements, une inflation importée peut entraîner une hausse de la valeur des importations d'où une aggravation du déficit de la balance des paiements, qui engendre une dépréciation de la monnaie nationale. D'autre part, une hausse des prix entraîne celle des dividendes, des profits et, à court et moyen terme, la hausse du coût de la vie. Ceci implique obligatoirement la nécessité d'avoir plus de monnaie pour le paiement des intrants et de la main d'œuvre nécessaires pour la fabrication de produits à exporter, d'où un accroissement des prix à l'export. La hausse des prix des produits exportés peut entraîner (dans une économie peu compétitive) la baisse en valeur (et peut-être même en volume) des exportations. Un tel cas de figure exerce une influence négative sur le niveau du taux de change, donc sur la valeur de la monnaie.

D'après les résultats des études de Waldman et Clarida (2006), la hausse de l'inflation entraîne une baisse du taux de change si la Banque centrale a une cible d'inflation. Dans le cas où la variation des prix dépasse la cible, les autorités monétaires voudront pratiquer une politique restrictive en vue de réduire la monnaie en circulation. Ce choc sur l'inflation devrait causer une augmentation du taux d'intérêt réel, qui aura pour conséquence à court terme une appréciation de la monnaie locale, bien qu'à long terme, on pourrait constater un effet contraire.

Dans le cas d'un modèle de Dornbusch où la cible est l'offre de monnaie, moyennant l'absence d'autres chocs conjoncturels, un choc provoquant une hausse de l'inflation pourrait entraîner celle du taux de change. La Banque centrale choisit de faire varier le stock de monnaie.

Un choc sur la courbe de Philips peut également entraîner une hausse de l'inflation. La mesure prise par la Banque centrale sera d'augmenter le taux d'intérêt nominal, entraînant ainsi à la baisse le taux de change réel. Dans le cas où les autorités décident de réviser à la baisse leur cible d'inflation, celle-ci entraîne une appréciation du taux de change réel à long terme, mais une hausse du taux nominal. A court terme, cette mesure entraînant une baisse du taux d'inflation peut également causer celle du taux de change, dans le cas bien sûr d'une économie où ces deux variables sont cointégrées.

Dans une étude sur l'inflation et le change pour les pays de l'OCDE intitulée « Pratiques de politiques économiques, parité du pouvoir d'achat, inflation et masse monétaire », l'auteur utilise le cas français pour étudier l'impact de diverses politiques économiques selon le régime de change et la mobilité des capitaux. L'étude montre le rôle central joué par le taux de change en régime de change flexible, notamment comme canal de transmission de la politique monétaire. De ce fait, il devient de plus en plus difficile d'influencer l'activité sans modifier les prix. L'interaction entre prix et activité implique qu'on ne peut réduire l'inflation

sans réduire la croissance. Ce résultat provient de l'interaction entre régime de change et système financier. Si en change fixe, le cycle inflationniste est freiné par la perte de compétitivité et de réserves officielles qui entraînent la hausse du taux d'intérêt et la baisse de la demande adressée aux producteurs nationaux, en change flexible, la chute du change surcompense la hausse des prix.

4. Faits stylisés de l'économie haïtienne

Le passage du régime de change fixe à celui de change flexible a beaucoup affecté la stabilité de l'économie haïtienne. Après une parité de cinq gourdes (5 Gourdes) pour un dollar américain (1 \$ EU) maintenu depuis plusieurs années, la gourde a commencé à flotter dès le début des années 80, pour arriver officiellement à la flexibilité du taux de change au cours des années 90. Dans une économie dollarisée, particulièrement dans le cas d'Haïti où le taux de dollarisation tourne autour de 51 %, l'inflation et le change ont une relation de causalité assez forte. Ainsi, un choc sur le change est le deuxième facteur explicatif de la variation de l'inflation selon une étude réalisée récemment (Douyon 2006), le premier facteur étant l'inflation à l'instant $t-1$.

Toutefois, un aperçu de l'évolution des principales variables nous permettra de constater le lien existant entre elles.

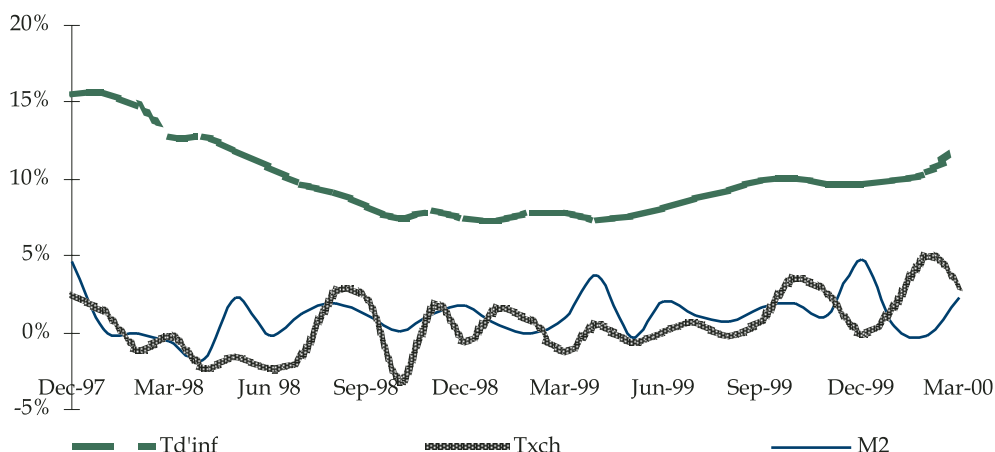
4.1 Evolution du taux de change, du taux d'inflation, de la masse monétaire M2 et du taux directeur

Le contexte d'instabilité économique et socio-politique dans lequel évolue le pays depuis plusieurs années, lui a conféré une trame de fond assez particulière. Le suivi de l'évolution du taux de change est fait sur base régulière. Sa place dans les décisions de politique monétaire se justifie non seulement par son rôle de lien entre certains fondamentaux de l'économie et les chocs externes, mais aussi par sa disponibilité régulière et sa sensibilité aux variations des indicateurs de différents secteurs de l'économie. La période sous étude débute avec un taux de change de 16,45 gourdes pour un dollar EU, accompagné d'une inflation de 24,15 % en moyenne au cours du premier trimestre de l'année fiscale 1996, et cette période se divise en cinq sous-périodes. Au cours du trimestre suivant, le taux d'inflation baisse à 20,14 %, tandis que la gourde s'apprécie légèrement face au dollar à 16,02 Gdes. De 1997 au quatrième trimestre 2002, le taux de change a évolué dans une fourchette de 15 à 28 gourdes pour un dollar EU. Au premier trimestre de l'année 2003, le taux de change a connu un bond en passant de 28,97 Gdes pour un dollar au premier trimestre à 35,95 Gdes au troisième. Ce qui correspond à une variation du taux d'inflation de 9,51 % à 13,15 %. Toutefois, l'effet de la baisse du taux de change au troisième trimestre 2004 de 42,49 gdes à 36,81gdes n'est suivi qu'un mois après par l'inflation qui passe de 24,85 % à 22,65 %. Au quatrième trimestre 2005, on observe une dépréciation de la gourde, à 42,49 Gdes contre 39,22 le trimestre précédent. Un accroissement de l'inflation est enregistré pour la même période de 16 points de pourcentage. Les fluctuations du taux d'inflation constatées sont plus marquées que celles du taux de change qui ne réagit pas immédiatement aux mouvements des prix

Analyse descriptive

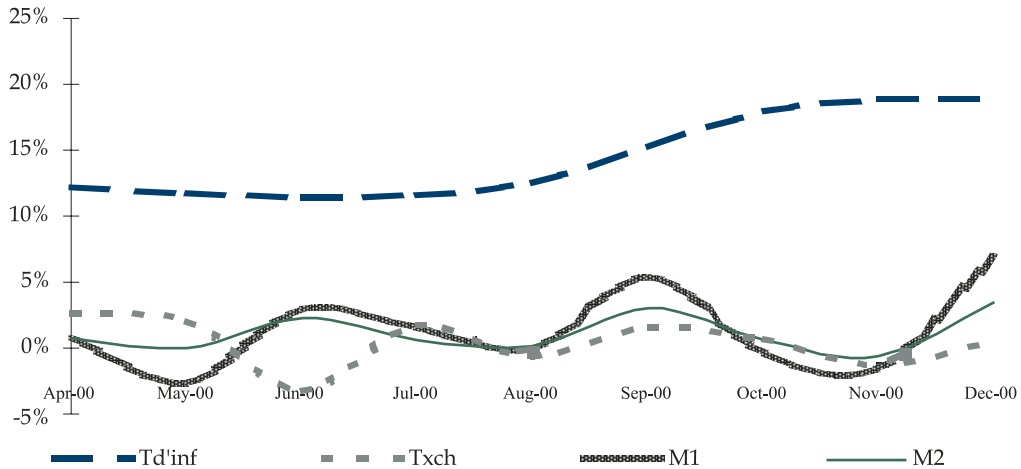
Le ralentissement de la croissance des prix au cours de la période Janvier-Juillet 98 a permis une certaine baisse de la demande de monnaie, d'où une croissance négative enregistrée au niveau de M1 et M3. Ceci étant probablement le résultat de la mise en vigueur des Bons BRH visant à éponger le surplus de liquidité injectée dans l'économie à la suite de financement monétaire. En effet, une appréciation en moyenne de 1 % a été enregistrée pour la période en question faisant suite à la baisse des prix. Cependant au cours de la période suivante, on observe une croissance de M1 et M2 de 1 % environ, qui n'a pas eu d'impact très négatif sur la variation des prix puisqu'ils ont relativement stagné. Cette situation s'est accompagnée d'une appréciation de la monnaie en moyenne de 1 % jusqu'au mois d'avril 99. Dans le graphe ci-après, nous remarquons une plus faible fluctuation au niveau du taux d'inflation que pour les autres variables. Ce constat peut être expliqué par le fait que les prix en Haïti sont plus rigides à la baisse qu'à la hausse. De Mai 99 à Mars 2000, on observe une hausse des prix d'environ 10 % en moyenne, ce qui a entraîné celle de M1 et M3 de 2 % chacun. Comme résultat, la hausse des prix sur le marché local a eu pour effet la dépréciation de la monnaie locale de 1 % pour la période. La droite de tendance (trendline linear (txch)) montre une hausse du taux de change qui évolue dans le même sens que les prix.

Graphique 1
Taux d'inflation, Taux de change et M2



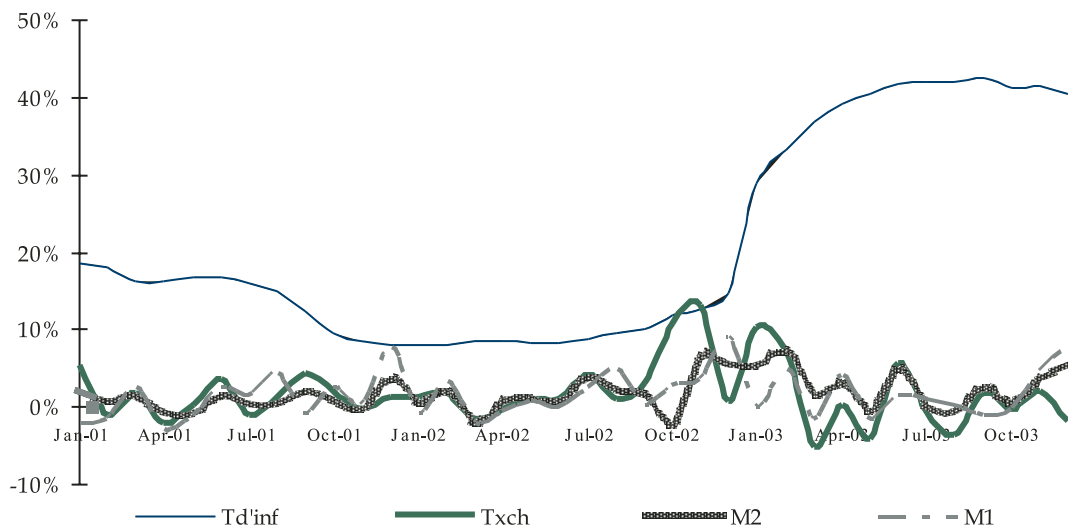
La période Septembre-Octobre 2000 est caractérisée par une forte volatilité du taux de change, avec une dépréciation de 31 % liée aux troubles politiques engendrés par le gel de l'aide internationale puis, une appréciation de 17 %. Les prix ont également augmenté mais de 18 % en moyenne. M1 et M2 ont été eux aussi témoins des chocs puisqu'ils ont crû respectivement de 5 et 10 %.

Graphique 2
Taux d'inflation, Taux de change, M1 et M2



A partir du mois de décembre 2000, il n'y a pas eu de grandes perturbations à signaler, à l'exception d'une période de baisse de prix et d'appréciation de la gourde de juillet 2001 jusqu'au mois d'octobre 2002. En effet, de novembre 2002 à février 2003, M3 a crû de 6 % en un mois, M1 de 9 % puis a stagné, accompagnant une dépréciation de 10 % de la monnaie, due à la hausse de la demande de gourdes, et de celle des prix dans l'économie. Cette situation trouve son origine en particulier dans la rumeur de conversion des comptes en dollars en gourdes. Ce signal a eu un effet presque immédiat sur les anticipations des agents.

Graphique 3
Taux de change, taux d'inflation, M1 et M2



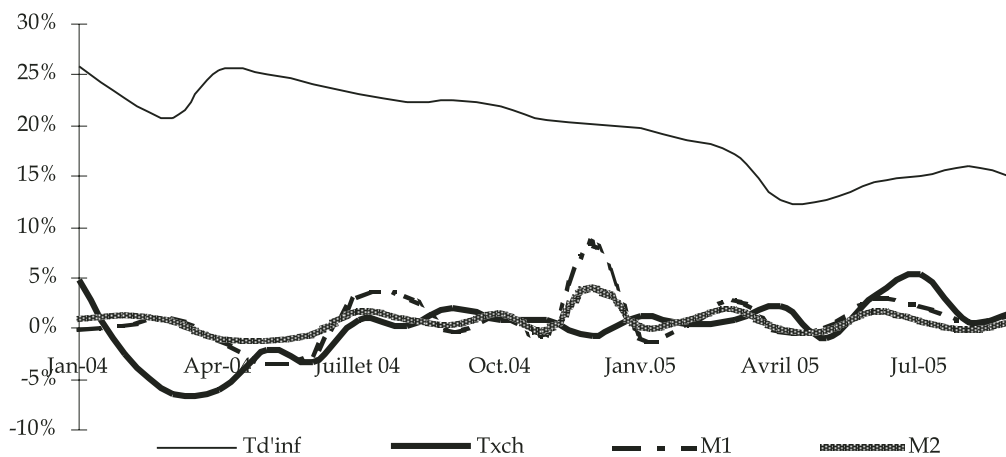
De mai à décembre 2003, le taux d'inflation a tourné autour de 41 % en moyenne. Cette fluctuation identique pendant plusieurs mois du niveau des prix a entraîné tantôt une appréciation, tantôt une dépréciation, les agents reprenant peu à peu confiance dans la monnaie locale. De ce fait, la hausse des prix de 42 % a été à

la base de la hausse de M1 et de M3 au cours de cette période de 2 % en moyenne. La variation du taux de change en moyenne s'est révélée nulle, compensation entre les signes positifs et négatifs d'anticipations.

A partir de février 2003, on observe un changement de tendance entre les variations du taux de change et celles des prix. La période allant de Janvier 2004 à septembre 2005 s'est caractérisée par une baisse du taux d'inflation qui a probablement été due à la hausse des taux sur les bons BRH à différentes maturités. Néanmoins, nous avons également remarqué une évolution non similaire entre les variables change et inflation. En effet, malgré le ralentissement de croissance des prix, on observe une tendance à la dépréciation (trendline linear txch), qui est sûrement imputable à l'augmentation de M3 et M1.

Toutefois, en nous référant aux résultats obtenus par Clarida et Waldman (2006), ceci peut être expliqué par la politique appliquée par la banque centrale sur ces 21 mois.

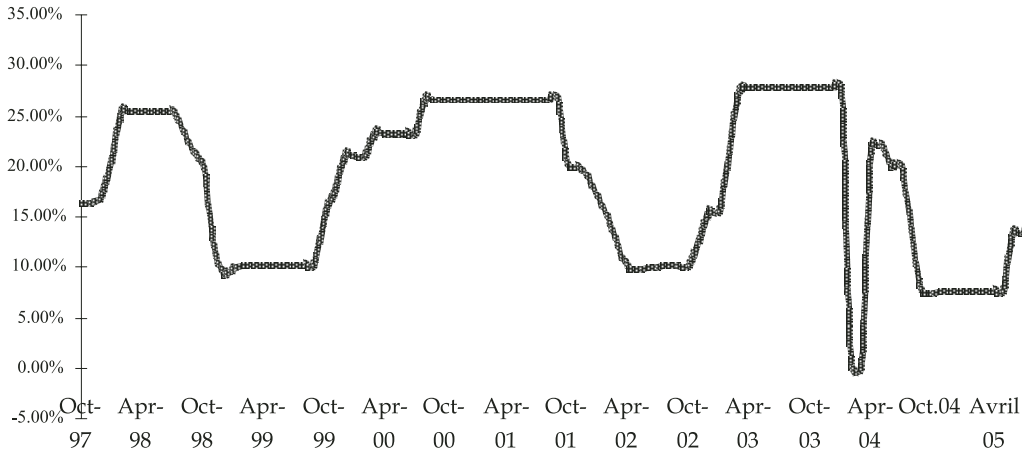
Graphique 4
Taux de change, taux d'inflation, M1 et M2
Janvier 2004 - Septembre 2005



Parallèlement, au cours de ces périodes, nous avons analysé l'évolution du taux directeur de la Banque Centrale, qui pourrait nous renseigner sur les causes de la croissance ou du fléchissement de M1, M3 et enfin du taux d'inflation. Et nous avons pu constater que le taux sur les bons BRH à maturité de 91 jours a varié fortement, particulièrement de mai à décembre 2003 où l'inflation a tourné autour de 41 % et le taux directeur de 27,8 %.

Le taux directeur de la BRH est l'instrument privilégié par lequel les autorités tentent de maîtriser le niveau de liquidité dans l'économie, en vue de réduire les fluctuations des prix. Cependant, lorsqu'il y a un surplus de liquidité et que celui-ci doit être résorbé, le taux directeur doit créer une situation de rareté de la monnaie en décourageant le crédit par une hausse des taux d'intérêt. Et puisque tout bien rare s'apprécie, ceci entraînera par ricochet une appréciation de la monnaie locale par rapport au dollar. De ce fait, le taux directeur et le change devraient évoluer en sens contraire, ce qui n'est pas toujours le cas dans le graphe suivant.

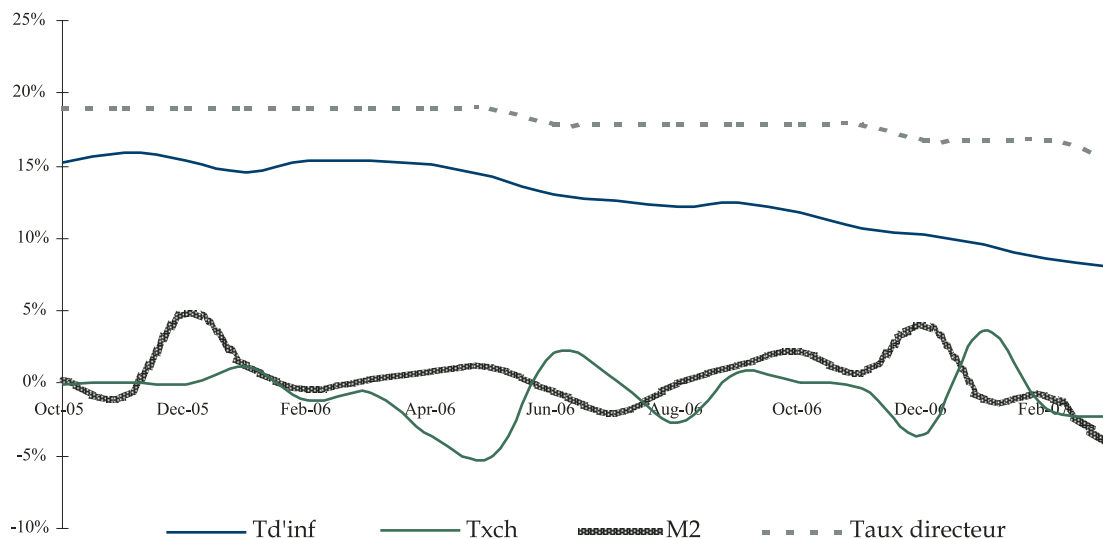
Graphique 5
Taux directeur



Au cours de la période récente, le ralentissement de la croissance des prix évolue dans le même sens que le taux de change, c'est à dire une tendance à l'appréciation de la gourde, soit une variation négative du niveau du taux de change, malgré une rupture de tendance en septembre et en décembre 2006, ainsi qu'en janvier 2007 particulièrement. Ces quelques périodes de dépréciation sont généralement imputables à des variations saisonnières du taux de change en Haïti, au début de certaines périodes telles que les vacances d'été, la rentrée scolaire et les fêtes de fin d'année.

La baisse du taux d'inflation constatée depuis le début de cette période est la cause principale de ce desserrement monétaire, d'où la baisse du taux directeur (graphique ci-dessous).

Graphique 6
Octobre 2005 - Mars 2007



5. Modélisation de l'impact d'un choc du taux d'inflation sur le taux de change :

Estimation et Résultats

5.1 Choix des variables

Les variables sous étude sont également celles devant faire l'objet de la modélisation. Nous avons choisi d'accompagner le taux d'inflation en glissement annuel et de la variation du taux de change nominal de fin de période, de celle de la masse monétaire M2 et du taux directeur de la banque centrale. En effet, la politique monétaire haïtienne passe avant tout par le taux directeur ou plutôt celui sur les bons à maturité de 91 jours, qui à son tour devra entraîner une variation de l'encours des bons des banques commerciales, et contribuera donc à réduire la monnaie en circulation. En ce qui a trait aux taux sur les bons, la hausse ou la baisse traduit une anticipation d'inflation par la Banque centrale, ou celle de hausse ou de baisse du taux de change. Plusieurs économistes suggèrent l'introduction de la masse monétaire dans les analyses effectuées entre le change et le niveau des prix. Une hausse de la masse monétaire M2 vient de celle de M1 et de la monnaie en circulation, d'où la pression de la demande sur les prix, l'offre étant rigide à court terme. De même, une hausse du taux de change implique que le dollar s'étant fait plus rare et le niveau de monnaie en circulation plus élevé, le dollar s'est apprécié par rapport à la monnaie locale. En d'autres termes, le choix de la masse monétaire M2 en tant que variable du modèle se justifie par le fait qu'elle constitue un lien entre le marché monétaire et le marché des changes. Nous l'avons choisi plutôt que M3 à cause de l'effet change retrouvé au niveau de cet agrégat monétaire qui comprend les dépôts en dollars convertis en gourdes au taux de référence.

Les tests et estimations sont réalisés sur des variables mensuelles allant d'octobre 1997 à mars 2007. La masse monétaire M2 est prise en variation. Le taux directeur et le taux d'inflation sont modélisés sous leur forme initiale.

5.2 Estimation de l'impact du taux d'inflation sur le taux de change à partir de la modélisation VEC, modèle vectoriel à correction d'erreur

5.2.1 Stationnarité des variables

Les variables ne sont pas tous stationnaires en niveau, mais plutôt en différence première pour la plupart, à l'exception du taux de croissance du change et celui de la masse monétaire M2 qui le sont en niveau. En d'autres termes, suite à un choc, la variable stationnaire en différence première ne revient pas à sa valeur précédant le choc, c'est-à-dire le taux d'inflation et le taux directeur, tandis que pour la variable stationnaire en niveau, c'est plutôt le contraire.

Tableau 1
Stationnarité des variables selon le test de Dickey - Fuller augmenté

	Ordre d'intégration	Valeur t-stat calculée	Probabilité	Variable stationnaire
<i>dmm2</i>	0	-4.4292	0.00	<i>dmm2</i>
<i>dtxch</i>	0	-11.2096	0.00	<i>dtxch</i>
<i>txinf</i>	1	-6.9892	0.00	<i>D (txinf)</i>
<i>txdir</i>	1	-9.9159	0.00	<i>D (txdir)</i>

En effet, la rigidité des prix à la baisse dans notre économie se reflète dans le caractère non stationnaire du taux d'inflation. Cette non-stationnarité entraînera également celle du taux directeur, destiné à la régulation de la monnaie en circulation et à réduire les fluctuations des prix.

5.2.2 Détermination du nombre de retards et présentation du modèle

Les résultats des tests de détermination de retards ont révélé qu'en se référant aux différents critères, le nombre de retards à retenir est au nombre de 3, puisque le VAR à correction d'erreurs ne peut être estimé à un retard.

Tableau 2
Critères Nombre de Retard

	LOGL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-	-	-	-	-16.61407*	-
2	-	-	-	-	-	-17.08655*
3	-	34.56440*	0.000000289*	-17.52621*	-	-

5.2.3 Test de Cointégration de Engle et Granger

La détection de la cointégration peut être effectuée à partir du Test de cointégration de Granger. Selon cette méthode, il s'agit d'estimer différentes équations linéaires de long terme avec les mêmes variables, mais dans un ordre différent. En d'autres termes, on devrait avoir les combinaisons suivantes :

$$\mathbf{txinf} = \mathbf{f} (\mathbf{txdir}, \mathbf{dmm2}, \mathbf{dtxch}, \mathbf{ut})$$

$$\mathbf{txdir} = \mathbf{f} (\mathbf{txinf}, \mathbf{dmm2}, \mathbf{dtxch}, \mathbf{ut})$$

$$\mathbf{dmm2} = \mathbf{f} (\mathbf{txdir}, \mathbf{txinf}, \mathbf{dtxch}, \mathbf{ut})$$

$$\mathbf{dtxch} = \mathbf{f} (\mathbf{txdir}, \mathbf{dmm2}, \mathbf{txinf}, \mathbf{ut})$$

Dans ces différentes équations, la relation de cointégration a lieu selon l'existence d'une racine unitaire dans les résidus estimés de l'équation. L'erreur se présente de la manière suivante :

$$\hat{u}t = \mathbf{f} (Yt, \hat{a}, \mathbf{B}Xt)$$

Si $\hat{u}t$ a une racine unitaire, il y a relation de cointégration, Yt et Xt sont cointégrées.

Sinon, Yt et Xt ne sont pas cointégrées.

Dans le cas de ces quatre équations, deux d'entre elles ont eu une erreur ayant une racine unitaire, c'est-à-dire que la série générée par le résidu s'est révélée stationnaire en niveau.

Par ailleurs, le test de cointégration de Johansen nous donne une idée plus précise de la relation existant entre les variables en question, et questionnent la validité même des relations.

Test de Cointégration de Johansen

Le test de Cointégration de Johansen révèle l'existence d'une combinaison linéaire stationnaire entre deux ou trois séries, c'est-à-dire qu'il existe un vecteur σ ($\sigma \neq 0$) de taille $(N, 1)$, tel que :

$z_t = X_t - aY_t$, avec $z_t = \sigma' X_t$ soit intégrée d'ordre $(d - b = 0^1)$. Dans le cas des 4 variables en question, le test de Johansen a révélé les combinaisons linéaires suivantes :

$$DMM2_t = 0,009625 + 0,287521DTXCH_t + 0,029994TXINF_t - 0,035715TXDIR_t + \hat{u}_t$$

$$DTXCH_t = 0,005501 + 0,006034TXINF_t + 0,012228TXDIR_t + \hat{u}_t$$

Avec $L = 0$

5.2.4 Résultat des tests de Causalité de Granger et Ordre des Variables

En interprétant les résultats obtenus lors du test de causalité de Granger, nous concluons que le taux d'inflation influence d'abord directement le taux directeur, puis le taux de change, avant d'entraîner une variation de la masse monétaire. Ceci s'explique par le fait qu'une hausse de l'inflation, par exemple, entraîne une hausse du taux directeur, la BRH ayant une cible d'inflation. Cette augmentation du taux de la Banque centrale signale aux différents agents qu'il y a lieu de s'inquiéter en ce qui a trait à la fluctuation des prix, ce qui aura un impact sur l'anticipation des agents économiques du taux d'inflation et du taux de change. La hausse de la masse monétaire M2 s'en suivra, accompagnée d'une dépréciation, puis d'une appréciation de la gourde.

De ce fait : Tx d'inf. → Taux directeur. → Masse monétaire et Anticipation des agents



Taux de change

Les résultats du test de Cointégration de Johansen ont montré qu'il existe deux combinaisons linéaires stationnaires au niveau des quatre variables : $i = 4$. Cependant, le nombre d'équation $r = 2$, étant inférieur au nombre de variables, le modèle général se présente sous la forme d'un modèle à correction d'erreur ou VEC, et dont la présentation suit :

$$\Delta tx\ inf_t = \gamma_2 * z_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \beta^1_{i,j} * \Delta txch(t-j) + \sum_{j=1}^3 \lambda^1_{i,j} * \Delta tx\ inf(t-j) + \sum_{i=1}^3 \alpha^1_{i,j} * \Delta dmm2(t-j) + \sum_{i=1}^3 \eta^1_{i,j} * \Delta txdir(t-j) + d_3(L)d\xi_{2t}$$

$$\Delta txdir_t = \gamma_1 * z_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \beta^1_{i,j} * \Delta txch(t-j) + \sum_{j=1}^3 \lambda^1_{i,j} * \Delta tx\ inf(t-j) + \sum_{i=1}^3 \alpha^1_{i,j} * \Delta dmm2(t-j) + \sum_{i=1}^3 \eta^1_{i,j} * \Delta txdir(t-j) + d_1(L)d\xi_{1t}$$

$$\Delta dmm2_t = \gamma_3 * z_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \beta^1_{i,j} * \Delta txch(t-j) + \sum_{j=1}^3 \lambda^1_{i,j} * \Delta tx\ inf(t-j) + \sum_{i=1}^3 \alpha^1_{i,j} * \Delta dmm2(t-j) + \sum_{i=1}^3 \eta^1_{i,j} * \Delta txdir(t-j) + d_3(L)d\xi_{3t}$$

$$\Delta txch_t = \gamma_4 * z_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \beta^1_{i,j} * \Delta txch(t-j) + \sum_{j=1}^3 \lambda^1_{i,j} * \Delta tx\ inf(t-j) + \sum_{i=1}^3 \alpha^1_{i,j} * \Delta dmm2(t-j) + \sum_{i=1}^3 \eta^1_{i,j} * \Delta txdir(t-j) + d_4(L)d\xi_{4t}$$

- $t - i > 0$, et $t - j > 0$ $n = 115$

¹Ce qui est conforme à la théorie de Granger pour la cointégration

5.3 Résultats de l'estimation

Quelques Statistiques de l'estimation du VEC

La covariance du résidu est très faible, soit de $7 * 10^{-14}$. Le ratio de maximum de vraisemblance Log Likelihood est à son niveau le plus élevé, soit à 1 026,76. Les critères d'information d'Akaike et de Schwarz sont minimisés à - 17,46 et à - 15,61 respectivement.

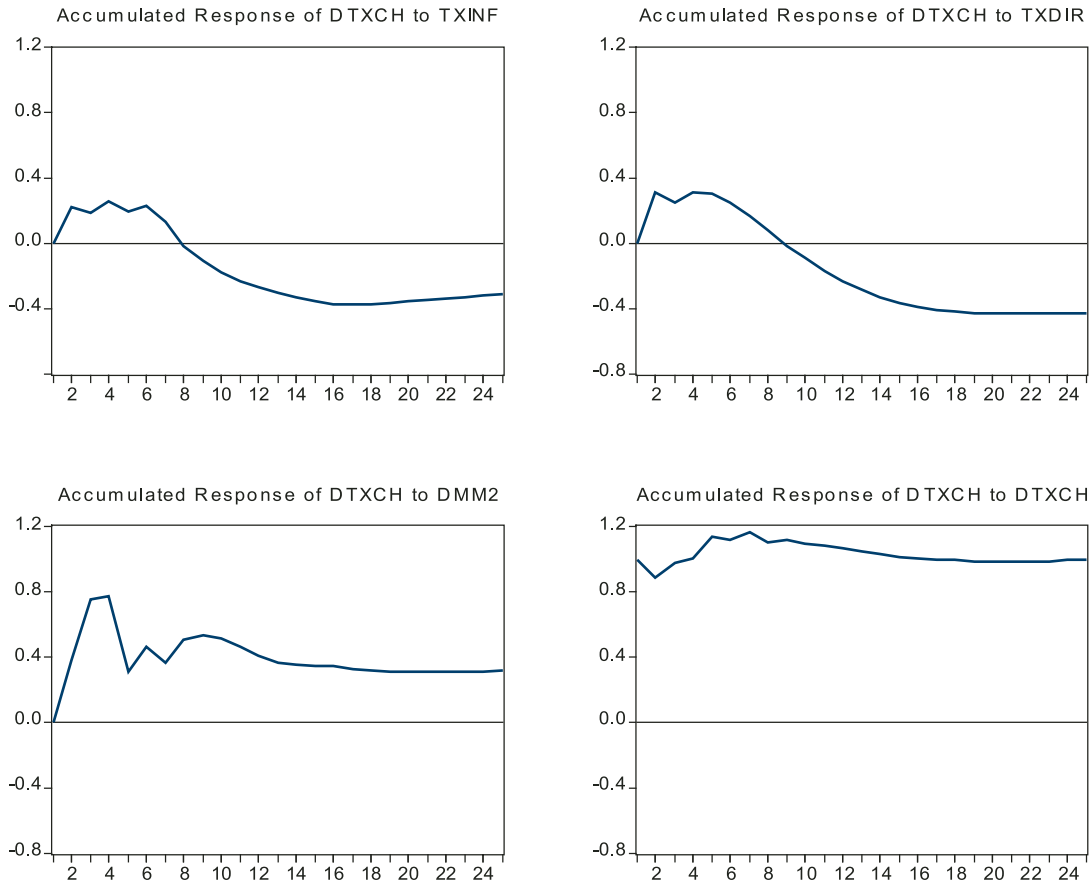
Log likelihood	1 026.759
Akaike information criterion	-17.463
Schwarz criterion	-15.611

5.3.1 Fonctions de réponse impulsionnelle

Le modèle VEC sous étude s'est révélé stable, et seule la constante c est considérée comme variable exogène puisqu'elle est fixée par la banque centrale et non par les mécanismes du marché. La variable $txdir$ est considérée comme variable endogène, puisqu'elle permet alors à avoir un meilleur modèle et compte tenu du fait qu'elle dépend à la fois du taux de croissance de M2 et des prix. Le modèle a été estimé avec trois retards, d'où notre analyse concernant les fonctions de réponses impulsionnelles, essentiellement celle du taux de change et de l'inflation.

La fonction de réponse impulsionnelle du taux de change retrace l'effet du taux d'inflation sur cette variable. Elle est estimée sur une période de 25 mois, et nous avons analysé l'accumulation des réponses aux chocs (accumulated response). Les tableaux montrent que l'impact de l'inflation sur le change se fait avec un mois de retard et à 23,68 %, tandis qu'au mois suivant, son influence s'élève à 19 %. Cependant, à partir du septième mois, l'effet du choc s'affaiblit et passe à 8,9 %, pour tomber à un niveau négatif les mois suivants. En d'autres termes, au cours des sept premiers mois suivant un choc venant de l'inflation, le taux de change tend d'abord à augmenter, puis au bout du huitième mois, il s'apprécie. Economiquement, cette réponse du taux de change s'explique par le fait que le taux directeur augmente également lors d'une hausse des prix, la Banque centrale ayant une politique de ciblage du taux d'inflation. Cette hausse du taux directeur entraînera une baisse de la masse monétaire M2, donc de la monnaie en circulation dans l'économie, ce qui aura plutôt un impact visant une appréciation de la gourde de 2,85 % au début, pour se stabiliser à 30 % au bout de 12 mois. Parallèlement, la variation de la masse monétaire M2 induit également une appréciation de la gourde, et ceci dès le sixième mois. La réaction est identique en ce qui a trait à l'impact du taux directeur, mais ne débute qu'au bout du dixième mois.

Graphique 7



La représentation graphique ci-dessus reflète la réponse du taux de change face à un choc venant du taux d'inflation, de la variation de M2, du taux directeur et de la variation du taux de change lui-même. L'impact d'un choc de l'inflation sur la variation du taux de change se dissipe après plus de 25 mois. Cette permanence de l'effet du choc est synonyme de la non-stationnarité du taux d'inflation qui ne retrouve pas sa valeur initiale après avoir subi un choc.

5.3.2 Décomposition de la Variance du taux de change

La décomposition de la variance de l'erreur du taux de change montre qu'au cours des quatre premières périodes, la variation du taux de change est expliquée à 85 % par ses propres variations, à 6,9 % par le taux directeur, à 5,7 % par la variation de M2 et à 1,64 % par le taux d'inflation. Toutefois, à partir du cinquième mois, les effets des décisions de politique monétaire (taux directeur) commencent à se faire sentir, et la variation de la masse monétaire influence à présent à plus de 7 % la variance de l'erreur du taux de change, tandis que la part du taux directeur reste de 6 %, avant de se stabiliser autour de 7,47 %. En ce qui a trait à la variation de M2, son influence se stabilise à 8,65 %, et celle de l'inflation à environ 3 %, la variation du taux de change elle-même s'établissant à 80,95 %.

L'impact de la masse monétaire sur le taux de change est beaucoup plus élevé que celui sur l'inflation. Ceci est probablement dû au fait que dans notre économie, c'est plutôt la hausse des prix qui provoque

une augmentation de la demande de monnaie, d'où une plus grande disponibilité en monnaie locale, et une dépréciation par rapport à la monnaie étrangère. Ce qui affaiblit l'influence de l'inflation c'est que l'information est disponible avec un mois environ de retard. (Tableaux en annexe)

6. Conclusion et Remarques

L'intérêt de cette étude était d'évaluer à quel niveau l'inflation affecte-t-elle le taux de change dans l'économie haïtienne. Nous avons procédé à différentes estimations afin de vérifier le respect ou non de la théorie de la parité du pouvoir d'achat dans l'économie haïtienne. Nos résultats nous ont permis de confirmer que l'impact d'un choc du taux d'inflation sur le taux de change n'est pas négligeable. Sa contribution à la variation du taux de change s'élève à près de 2 % après un mois. Celle de la masse monétaire M2 s'est révélée un peu plus élevée. La différence dans l'influence de l'inflation nous renseigne sur le fait que l'inflation à l'instant $t - 1$ a beaucoup plus d'impact sur la variation du taux de change, que celle enregistrée au temps t ; ce qui ne s'écarte pas de la réalité économique haïtienne compte tenu du fait que les données sur l'inflation sont disponibles après au moins un mois. Cependant, les résultats nous ont permis d'entrevoir la politique monétaire de la Banque Centrale, qui vise avant tout à respecter sa cible d'inflation.

En ce sens, une fluctuation au niveau du taux d'inflation entraîne d'abord la modification du taux directeur avant d'influencer à son tour la monnaie en circulation (et M2) et enfin le taux de change. Ainsi, la politique mise en œuvre par la BRH visant à contenir l'inflation et la croissance de la masse monétaire au cours des 24 derniers mois, a eu comme effet, 1e) la stabilité du change enregistrée depuis les mois d'août et de septembre derniers², et 2e) l'appréciation de la gourde observée depuis les mois d'octobre et de novembre 2006.

Nous tenons toutefois à préciser que notre modèle peut encore être amélioré. Nous avons comparé nos résultats avec la réalité économique, et ils n'en sont qu'assez proches. En effet, pour mieux estimer le report de l'inflation sur le taux de change, une règle de politique monétaire accompagnée d'une fonction de demande de monnaie devraient inclure les démarches de l'estimation, ainsi qu'une mesure des anticipations du taux de change et du taux d'inflation, et de l'inflation sous-jacente. En ce sens, nous comptons inclure les résultats futurs des différentes recherches qui seront effectuées sur les différents points sus-mentionnés, la méthode de calcul du taux de référence, le calcul de l'inflation sous-jacente et la demande de monnaie en particulier.

²voir annexe statistique : Accumulated response of $dxch$: 8ième mois : -0.029

7. Bibliographie

Bernier B. et Y. Simon, « Initiation à la macroéconomie » Edition Dunod, Paris 2001

Bernier B., Crouhy-Veyrac L., De Lavergne, L. Maruani, H.-L. Védie, « Macroéconomie », Ediscience International, Paris 1989

Bourbonnais R., « Économétrie », Dunod, Paris 2000

Charles N. et W. Douyon, « Tendance du taux de change réel », Document de Travail –BRH/ MAE, Mai 2006 (version disponible à la direction Monnaie et Analyse Économique)

Clairmond J.M. jr, « Les sources et types d'inflation en Haïti: une étude empirique de 1991 à 2003 », Document de Travail – BRH/MAE, Décembre 2003

David J.- H et P. Jaffré, « La monnaie et la politique monétaire », Economica, Paris 1990

Davidmann M., « Inflation, balance of payments and currency exchange rates »; Social organization Ltd 2002

Douyon Wisly, « Investigation empirique du lien entre la dollarisation et l'inflation à l'aide d'un modèle VAR structurel », Document de travail BRH/MAE (version disponible à la direction Monnaie et Analyse Économique)

Dubois H. - R., « In search of a monetary policy rule in Haïti », Working Paper-MAE 07/06, Juin 2006

Dubois H.-R., « Evaluation du degré de report de la variation du taux de change sur l'inflation: Implications pour l'autorité monétaire», Document de Travail - BRH/MAE, Août 2003

Dubois H.-R., « Un modèle de prévision pour la politique monétaire en Haïti : essai d'application d'un modèle de VAR structurel », Document de Travail - BRH/MAE, Août 2006

Fonds Monétaire International, « Perspectives de l'économie mondiale », Services de publication du Fonds Monétaire International, Octobre 1996

Fonds Monétaire International, « IMF Glossary », 2005

Jones R. et Peter Kenen, « International monetary economics and finance », volume 2, Hollande 1985

Krugman Paul R. et M. Obstfeld, « Économie Internationale », Editions De Boeck Université, Belgique 2001

Lardic S. et V. Mignon, « Économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », Économica 2002

Luciéné M. et A. Jean-Baptiste, « Le coefficient pass-through en Haïti pour la période récente », Document de Travail – BRH/MAE, Mai 2006

OECD, « Exchange rate management and the conduct of monetary policy », Paris 1985

Robinson W. et Courtney Allen, Money Affairs, CEMLA 2005, volume 18, number 2

Université de Paris, « Chapitre 3 : les déterminants du change au comptant », Document de travail : URL : <http://www.univ-paris1.fr/IMG/doc/Chapitre_3.doc>

R. Clarida et D. Waldman, « Is bad news about inflation good news for the exchange rate ? and if so, can that tell us anything about the conduct of monetary policy ? », Colombia University, 2005

8. Annexe Statistique

Les variables

obs	DMM2	DTXCH	TXINF	TXDIR
1997M10	NA	0.027139	0.166785	0.163000
1997M11	0.010000	-0.031017	0.159200	0.164000
1997M12	0.050000	0.026082	0.155857	0.172000
1998M01	0.000000	0.014443	0.157140	0.205000
1998M02	0.000000	-0.010251	0.148155	0.254000
1998M03	-0.010000	-0.002301	0.128065	0.254000
1998M04	-0.020000	-0.022491	0.127923	0.255000
1998M05	0.020000	-0.015339	0.118672	0.254000
1998M06	0.000000	-0.0233 67	0.109051	0.254000
1998M07	0.010000	-0.014110	0.097370	0.252000
1998M08	0.020000	0.027380	0.091312	0.233000
1998M09	0.010000	0.020594	0.082683	0.213000
1998M10	0.000000	-0.032641	0.074978	0.197000
1998M11	0.010000	0.017791	0.080228	0.121000
1998M12	0.020000	-0.005425	0.074477	0.092000
1999M01	0.000000	0.016970	0.073759	0.098000
1999M02	0.000000	0.006555	0.079324	0.102000
1999M03	0.010000	-0.012433	0.079418	0.103000
1999M04	0.040000	0.000600	0.074509	0.102000
1999M05	0.000000	0.000599	0.076078	0.102000
1999M06	0.020000	0.000000	0.081207	0.103000
1999M07	0.010000	0.007186	0.087430	0.103000
1999M08	0.010000	-0.001189	0.093167	0.103000
1999M09	0.020000	0.008333	0.099206	0.103000
1999M10	0.020000	0.036009	0.100999	0.153000
1999M11	0.010000	0.02 3362	0.096630	0.178000
1999M12	0.050000	0.000557	0.096693	0.211000
2000M01	0.000000	0.016138	0.100173	0.211000
2000M02	0.000000	0.050383	0.104513	0.211000
2000M03	0.020000	0.029197	0.120043	0.233000
2000M04	0.010000	-0.000507	0.122924	0.233000
2000M05	0.000000	-0.003041	0.118848	0.233000
2000M06	0.020000	0.036096	0.114923	0.233000
2000M07	0.010000	0.024043	0.116491	0.233000
2000M08	0.000000	0.036416	0.125241	0.267000
2000M09	0.030000	0.309755	0.153172	0.267000
2000M10	0.010000	-0.167667	0.180322	0.267000
2000M11	-0.010000	0.013147	0.189557	0.267000
2000M12	0.040000	-0.057346	0.189827	0.267000
2001M01	0.000000	0.055062	0.185743	0.267000
2001M02	0.000000	-0.008838	0.180779	0.267000
2001M03	0.020000	0.017410	0.162910	0.267000
2001M04	-0.010000	-0.020451	0.161909	0.267000
2001M05	0.000000	0.002130	0.168596	0.267000
2001M06	0.010000	0.036139	0.167061	0.267000

2001M07	0.000000	-0.010669	0.159885	0.267000
2001M08	0.020000	0.012858	0.150294	0.267000
2001M09	0.000000	0.043817	0.123435	0.267000
2001M10	0.010000	0.020400	0.095197	0.201000
2001M11	0.000000	-0.001922	0.086318	0.199000
2001M12	0.030000	0.014638	0.081499	0.189000
2002M01	-0.010000	0.012528	0.079858	0.169000
2002M02	0.010000	0.019873	0.080256	0.150000
2002M03	-0.010000	-0.015809	0.084671	0.120000
2002M04	0.000000	-0.003362	0.085140	0.101000
2002M05	0.000000	0.010870	0.083732	0.099000
2002M06	0.020000	0.011494	0.084092	0.100000
2002M07	0.020000	0.042522	0.089147	0.101000
2002M08	0.020000	0.011252	0.095440	0.102000
2002M09	0.010 000	0.032684	0.100660	0.102000
2002M10	0.030000	0.109428	0.119065	0.102600
2002M11	0.030000	0.131108	0.127811	0.127100
2002M12	0.050000	0.009101	0.147743	0.155900
2003M01	0.020000	0.103711	0.288843	0.155900
2003M02	0.050000	0.072475	0.332467	0.216100
2003M03	0.010000	-0.051730	0.369587	0.275000
2003M04	0.030000	0.002042	0.392518	0.278300
2003M05	0.000000	-0.041639	0.405700	0.278300
2003M06	0.020000	0.057161	0.416600	0.278300
2003M07	0.010000	-0.003439	0.420300	0.278300
2003M08	0.000000	-0.034954	0.419200	0.278300
2003M09	0.000000	0.019611	0.424600	0.278300
2003M10	0.010000	-0.001499	0.412300	0.278300
2003M11	0.030000	0.020509	0.414900	0.278300
2003M12	0.050000	-0.017234	0.404300	0.278300
2004M01	0.010000	0.047525	0.258300	0.278300
2004M02	0.010000	-0.001842	0.226400	0.000000
2004M03	0.010000	-0.086068	0.208300	0.000000
2004M04	-0.010000	-0.061470	0.253700	0.222000
2004M05	-0.010000	-0.020941	0.250900	0.222000
2004M06	0.000000	-0.032965	0.240800	0.200000
2004M07	0.020000	0.008275	0.230400	0.200000
2004M08	0.010000	0.001785	0.223800	0.136000
2004M09	0.000000	0.020144	0.225300	0.076000
2004M10	0.020000	0.009054	0.219800	0.075000
2004M11	0.000000	0.008841	0.205600	0.076000
2004M12	0.040000	-0.006749	0.202100	0.076000
2005M01	0.000000	0.012347	0.197900	0.076000
2005M02	0.010000	0.005349	0.186400	0.076000
2005M03	0.020000	0.008202	0.171600	0.076000
2005M04	0.000000	0.021652	0.126000	0.076000
2005M05	0.000000	-0.008419	0.126100	0.076000
2005M06	0.020000	0.031574	0.144700	0.134000
2005 M07	0.010000	0.053887	0.150400	0.134000

2005M08	0.000000	0.006312	0.160000	0.156000
2005M09	0.010000	0.016558	0.148400	0.156000
2005M10	0.000000	-0.000314	0.152400	0.189000
2005M11	-0.010000	0.000746	0.159000	0.189000
2005M12	0.050000	-0.001414	0.1530 00	0.189000
2006M01	0.010000	0.011056	0.145000	0.189000
2006M02	0.000000	-0.011459	0.153000	0.189000
2006M03	0.000000	-0.006724	0.153000	0.189000
2006M04	0.010000	-0.037298	0.151000	0.189000
2006M05	0.010000	-0.050552	0.142000	0.189000
2006M06	0.0000 00	0.013919	0.130000	0.178000
2006M07	-0.020000	0.009924	0.126000	0.178000
2006M08	0.000000	-0.027356	0.122000	0.178000
2006M09	0.010000	0.006889	0.124000	0.178000
2006M10	0.020000	5.11E -05	0.117944	0.178000
2006M11	0.010000	-0.003460	0.107410	0.17800 0
2006M12	0.040000	-0.036014	0.103306	0.167000
2007M01	-0.010000	0.037000	0.095510	0.167000
2007M02	-0.010000	-0.016946	0.085875	0.167000
2007M03	-0.040000	-0.023491	0.080200	0.156000

Hypothèse nulle Ho: **DMM2 a une racine unitaire**

Variable exogène: None

Nombre de retard: 1 (Automatic basé sur SIC, MAXRet=12)

	t-Statistic	Prob.*
Test statistic de Dickey-Fuller Augmenté	-4.429282	0.0000
Test valeurs critiques: 1% level	-2.585962	
5% level	-1.943741	
10% level	-1.614818	

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

Test d'Equation de Dickey-Fuller Augment

Variable Dépendante: D (DMM2)

Méthode: Moindres Carrés

Date: 07/26/07 Heure: 11:07

Échantillon (ajusté): 1998M01 2007M03

Données Incluses: 111 après ajustements

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DMM2(-1)	-0.460803	0.104036	-4.429282	0.0000
D(DMM2(-1))	-0.322033	0.089477	-3.599070	0.0005

R-carré	0.413790	Moy. Var. dépendante		-0.000811
R-carré ajusté	0.408412	S.D. Var. dépendante		0.021873
S. E. de régression	0.016824	Critère d'info Akaike		-5.314219
Sum carré résidu	0.030851	Critère de Schwarz		-5.265399
Log Vraisemblance	296.9392	Stat Durbin-Watson		2.024483

Hypothèse Nulle: DTXCH a une racine unitaire

Variable Exogène: Aucune

Nombre de retards: 0 (Automatic basé sur SIC, MAXRet=12)

	t-Statistic	Prob.*
Test statistic de Dickey-Fuller Augmenté	-11.20961	0.0000
Test (valeurs critiques):		
1% level	-2.585587	
5% level	-1.943688	
10% level	-1.614850	

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

Test d'Equation Dickey-Fuller Augmenté

Variable Dépendante: D (DTXCH)

Méthode: Moindres Carrés

Date: 07/26/07 Heure: 11:12

Echantillon (ajusté): 1997M11 2007M03

Données Incluses: 113 après ajustements

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DTXCH (-1)	-1.057074	0.094301	-11.20961	0.0000
R-carré	0.528708	Moy. Var. dépendante		-0.000448
R-carré ajusté	0.528708	S.D. Var. dépendante		0.067278
S. E. de régression	0.046187	Critère d'info Akaike		-3.303435
Sum carré résidu	0.238921	Critère de Schwarz		-3.279299
Log Vraisemblance	187.6441	Stat Durbin-Watson		1.969057

Hypothèse Nulle: D(TXDIR) a une racine unitaire

Variable exogène: None

Nombre de retards: 1 (Automatic basé sur SIC, MAXRet=12)

	t-Statistic	Prob.*
Test statistic Dickey-Fuller Augmenté	-9.915931	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.585962	
5% level	-1.943741	
10% level	-1.614818	

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

Test Equation Dickey-Fuller Augmenté

Variable Dépendante: D (TXDIR, 2)

Méthode: Moindres Carrés

Date: 07/26/07 Heure: 11:12

Échantillon (ajusté): 1998M01 2007M03

Données Incluses: 111 après ajustements

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D (TXDIR (-1))	-1.195797	0.120593	-9.915931	0.0000
D (TXDIR (-1), 2)	0.337423	0.090183	3.741559	0.0003
R-carré	0.509913	Moy. Var. dépendante		-0.000171
R-carré ajusté	0.505417	S.D. Var. dépendante		0.052917
S. E. de régression	0.037215	Critère d'info Akaike		-3.726358
Sum carré résidu	0.150960	Critère de Schwarz		-3.677538
Log Vraisemblance	208.8129	Stat Durbin-Watson		1.892790

Hypothèse Nulle: D(TXINF) a une racine unitaire**Variable Exogène: aucune****Nombre de retards: 0 (Automatique basé sur SIC, MAXLAG=12)**

		t-Statistic	Prob.*
test statistic de Dickey-Fuller Augmenté		-6.989294	0.0000
Test (valeurs critiques):	1% level	-2.585773	
	5% level	-1.943714	
	10% level	-1.614834	

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

Test Equation de Dickey-Fuller Augmenté**Variable Dépendante: D (TXINF,2)****Méthode: Moindres Carrés**

Date: 07/26/07 Heure: 11:20

Échantillon (ajusté): 1997M12 2007M03

Données Incluses: 112 après ajustements

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXINF(-1))	-0.610988	0.087418	-6.989294	0.0000
R-carré	0.305600	Moy. Var. dépendante		1.71E-05
R-carré ajusté	0.305600	S.D. Var. dépendante		0.025659
S. E. de régression	0.021382	Critère d'info Akaike		-4.843672
Sum carré résidu	0.050747	Critère de Schwarz		-4.819400
Log Vraisemblance	272.2457	Stat Durbin-Watson		2.052385

VAR Critère de Sélection d'ordre des retards
variables Endogènes: TXINF TXDIR DMM2 DTXCH
variables Exogènes: C
Date: 07/24/07 Heure: 13:55
Échantillon: 1997M10 2007M03
Données Incluses: 101

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	672.7932	NA	2.08e-11	-13.24343	-13.13986	-13.20150
1	877.8088	389.7326	4.93e-13	-16.98631	-16.46847*	-16.77667
2	910.4109	59.39402	3.56e-13	-17.31507	-16.38295	-16.93772*
3	929.8106	33.80535*	3.34e-13*	-17.38239*	-16.03599	-16.83733
4	944.7967	24.92744	3.43e-13	-17.36231	-15.60164	-16.64954
5	956.6241	18.73641	3.77e-13	-17.27969	-15.10473	-16.39920
6	964.6644	12.10020	4.49e-13	-17.12207	-14.53284	-16.07387
7	972.6074	11.32466	5.40e-13	-16.96252	-13.95902	-15.74662
8	982.0629	12.73227	6.35e-13	-16.83293	-13.41515	-15.44931
9	993.2914	14.23010	7.29e-13	-16.73844	-12.90639	-15.18712
10	1002.676	11.15039	8.79e-13	-16.60745	-12.36112	-14.88841
11	1017.410	16.33804	9.66e-13	-16.58237	-11.92176	-14.69562
12	1035.693	18.82687	1.01e-12	-16.62759	-11.55271	-14.57313

* indique l'ordre du retard déterminé par le critère
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Résultat du Test de Cointégration

Échantillon (ajusté): 1998M04 2007M03
Données Incluses : 108 après ajustements
Hypothèse de tendance: Pas de tendance déterministe (constante restreinte)
Séries: TXINF TXDIR DMM2 DTXCH
Intervalles de retard (en différences premières): 1 to 4

Test de cointégration sans restriction (Test de la Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.314273	84.16687	54.07904	0.0000
At most 1 *	0.245159	43.42106	35.19275	0.0052
At most 2	0.087371	13.04627	20.26184	0.3602
At most 3	0.028946	3.172296	9.164546	0.5490

Test de la Trace indique 2 eqn(s) de cointégration à 0.05

* Rejet de l'hypothèse à 0.05

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.314273	40.74580	28.58808	0.0009
At most 1 *	0.245159	30.37480	22.29962	0.0030
At most 2	0.087371	9.873970	15.89210	0.3460
At most 3	0.028946	3.172296	9.164546	0.5490

Valeur du Test de Max-eigen indique 2 eqn(s) de cointégration à 0.05

* Rejet de l'hypothèse à 0.05

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

TXINF	TXDIR	DMM2	DTXCH	C
5.352620	-2.646403	-168.4962	4.795472	1.365576
-2.841441	7.092351	113.6498	-69.48852	-1.411766
-3.386928	-13.85981	-5.027316	-17.78300	3.217753
12.15732	-10.93209	-2.135622	4.165082	-0.079753

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(TXINF)	-0.005791	-0.006064	0.002377	-0.001782
D(TXDIR)	-0.002793	-0.002078	0.004665	0.003175
D(DMM2)	0.007735	-0.003632	0.000860	-0.000165
D(DTXCH)	0.009343	0.011962	0.008106	-0.003553

1 Equation(s) Cointégration
Log Vraisemblance 1008.074

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

TXINF	TXDIR	DMM2	DTXCH	C
1.000000	-0.494413 (0.50498)	-31.47920 (5.36060)	0.895911 (1.98746)	0.255123 (0.11710)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(TXINF)	-0.030999 (0.01131)
D(TXDIR)	-0.014951 (0.01426)
D(DMM2)	0.041403 (0.00790)
D(DTXCH)	0.050012 (0.02513)

2 Equation(s) Cointégration
Log Vraisemblance 1023.261

Estimation du modèle VEC

Estimation Vecteur à Correction d'Erreur

Date: 07/24/07 Heure: 15:30

Échantillon (ajusté): 1998M03 2007M03

Données Incluses: 109 après ajustements

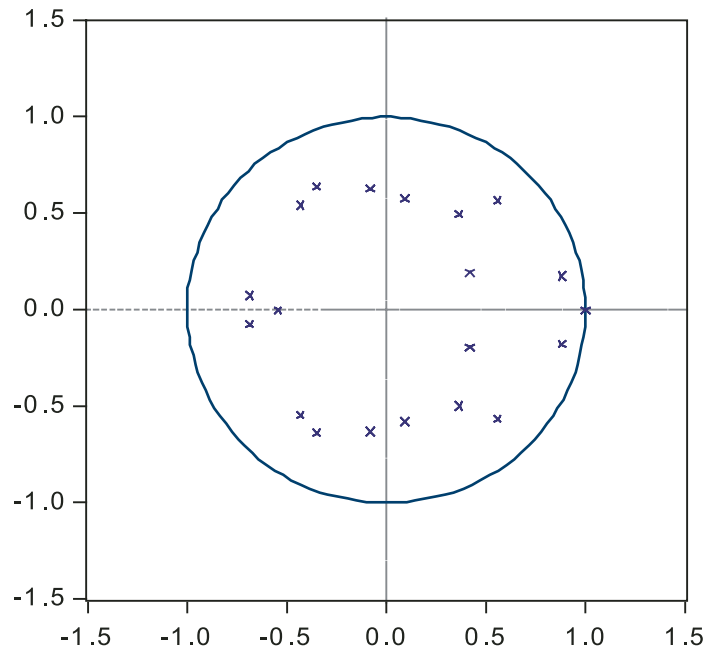
Erreurs standards en () et tstatistiques en []

Eq de Cointégration:	EqCoint 1	EqCoint 2	EqCoint 3	
TXINF(-1)	1.000000	0.000000	0.000000	
TXDIR(-1)	0.000000	1.000000	0.000000	
DMM2(-1)	0.000000	0.000000	1.000000	
DTXCH(-1)	-201.7061 (36.0958) [-5.58808]	17.75314 (3.37395) [5.26182]	-6.971559 (1.20942) [-5.76440]	
C	1.578530 (0.78643) [2.00722]	-0.329069 (0.07351) [-4.47657]	0.049474 (0.02635) [1.87758]	
Correction d'Erreur :	D(TXINF)	D(TXDIR)	D(DMM2)	D(DTXCH)
EqCoint1	-0.010371 (0.01069) [-0.96992]	-0.009858 (0.01414) [-0.69717]	0.043804 (0.00758) [5.77965]	-0.016669 (0.02350) [-0.70937]
EqCoint 2	-0.057386 (0.03240) [-1.77117]	-0.087435 (0.04285) [-2.04069]	-0.058708 (0.02297) [-2.55632]	-0.037807 (0.07121) [-0.53096]
EqCoint 3	0.110773 (0.33593) [0.32975]	0.075778 (0.44424) [0.17058]	-1.449238 (0.23811) [-6.08630]	0.531334 (0.73829) [0.71968]
D(TXINF(-1))	0.230824 (0.10304) [2.24011]	1.023429 (0.13626) [7.51070]	0.076788 (0.07304) [1.05135]	0.235670 (0.22646) [1.04068]
D(TXINF(-2))	0.022435 (0.12417) [0.18068]	-0.008868 (0.16420) [-0.05401]	-0.079859 (0.08801) [-0.90737]	-0.406534 (0.27288) [-1.48976]
D(TXINF(-3))	0.011984 (0.11485) [0.10435]	-0.449024 (0.15188) [-2.95641]	0.122165 (0.08141) [1.50063]	0.072072 (0.25241) [0.28553]
D(TXDIR(-1))	0.087540 (0.07156) [1.22337]	0.091494 (0.09463) [0.96689]	0.034807 (0.05072) [0.68626]	0.350037 (0.15726) [2.22582]
D(TXDIR(-2))	-0.040391	-0.219582	0.002229	0.009630

	(0.06342) [-0.63690]	(0.08386) [-2.61829]	(0.04495) [0.04958]	(0.13938) [0.06909]
D(TXDIR(-3))	0.047535 (0.06176) [0.76965]	0.224837 (0.08167) [2.75284]	0.068112 (0.04378) [1.55584]	0.215996 (0.13574) [1.59129]
D(DMM2(-1))	-0.230792 (0.27832) [-0.82924]	-0.056341 (0.36805) [-0.15308]	0.359175 (0.19728) [1.82068]	-0.150414 (0.61167) [-0.24591]
D(DMM2(-2))	-0.255315 (0.21832) [-1.16942]	-0.329962 (0.28871) [-1.14287]	0.357297 (0.15475) [2.30882]	0.318201 (0.47982) [0.66317]
D(DMM2(-3))	-0.130050 (0.14505) [-0.89656]	-0.327011 (0.19182) [-1.70477]	0.210392 (0.10282) [2.04627]	0.479874 (0.31879) [1.50529]
D(DTXCH(-1))	-0.239318 (0.10424) [-2.29594]	0.013082 (0.13784) [0.09490]	-0.138224 (0.07388) [-1.87083]	-0.094990 (0.22908) [-0.41465]
D(DTXCH(-2))	-0.123069 (0.08234) [-1.49469]	0.022310 (0.10888) [0.20489]	-0.118003 (0.05836) [-2.02190]	-0.039741 (0.18096) [-0.21962]
D(DTXCH(-3))	-0.023120 (0.05212) [-0.44362]	0.023645 (0.06892) [0.34308]	-0.029818 (0.03694) [-0.80717]	-0.070807 (0.11454) [-0.61819]
<hr/>				
R-carré	0.313191	0.575220	0.589754	0.603819
R-carré ajusté	0.210900	0.511955	0.528654	0.544813
S. E. de régression	0.040978	0.071661	0.020588	0.197925
Sum carré résidu	0.020879	0.027611	0.014799	0.045887
F-statistique	3.061775	9.092209	9.652210	10.23322
Log Vraisemblance	275.1265	244.6659	312.6394	189.2968
Akaike AIC	-4.772963	-4.214053	-5.461273	-3.198107
Schwarz SC	-4.402594	-3.843684	-5.090904	-2.827738
Moyn dépendante	-0.000623	-0.000899	-0.000367	-0.000121
S.D. dépendante	0.023504	0.039523	0.021556	0.068013
<hr/>				
Déterminant covariance résiduelle (aj.)		1.40E-13		
Déterminant covariance résiduelle		7.73E-14		
Log Vraisemblance		1026.759		
Critère d'information Akaike		-17.46347		
Critère de Schwarz		-15.61162		

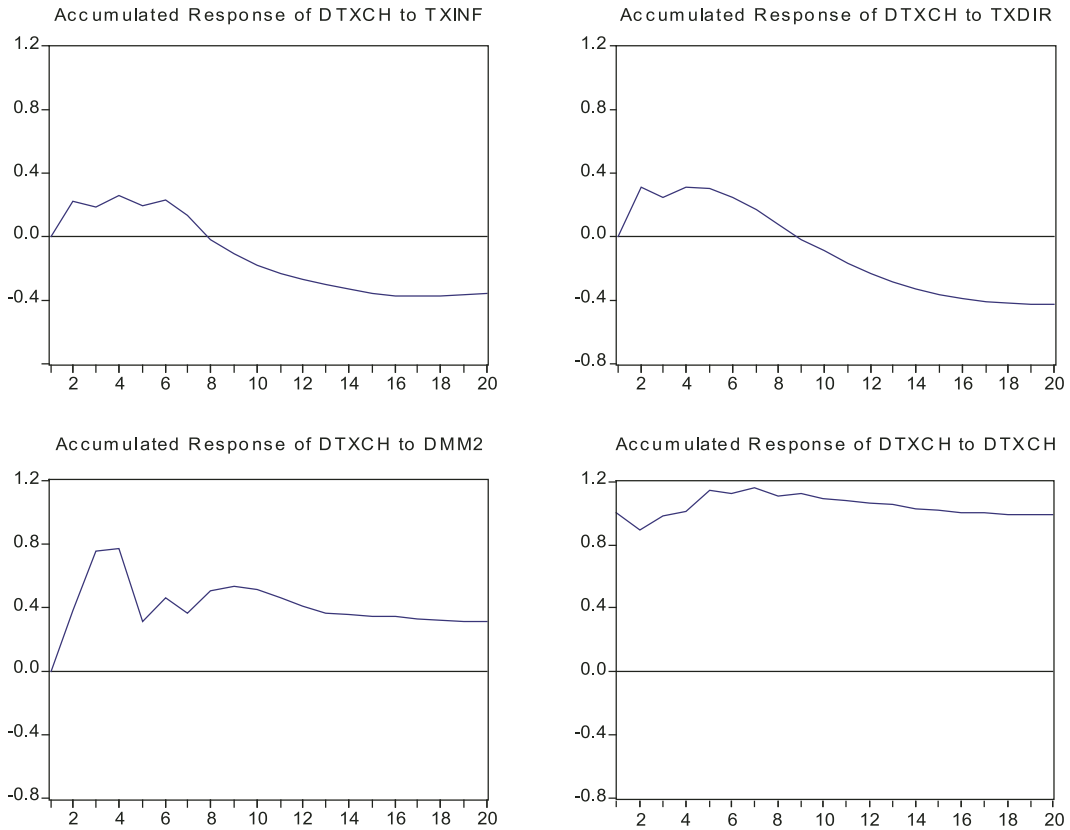
Graphique 9
Stabilité du modèle

Racines inversées du polynôme caractéristique autogressif



Graphique 10

Fonction de Réponse impulsionnelle de la variation du Taux de change



Period	TXINF	TXDIR	DMM2	DTXCH
1	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000
2	0.219000	0.312230	0.380920	0.891917
3	0.182808	0.249072	0.753842	0.980946
4	0.259489	0.309056	0.776790	1.005727
5	0.192649	0.305418	0.310362	1.142759
6	0.228695	0.244511	0.462992	1.122422
7	0.137044	0.163994	0.367590	1.162421
8	-0.019572	0.077449	0.501977	1.106794
9	-0.109130	-0.020360	0.530120	1.122611
10	-0.182754	-0.091380	0.514840	1.092693
11	-0.233951	-0.172842	0.462612	1.083391
12	-0.269223	-0.232101	0.412247	1.063348
13	-0.306680	-0.285262	0.362347	1.049682
14	-0.331598	-0.330527	0.357168	1.029783
15	-0.355826	-0.365785	0.343039	1.018022
16	-0.371321	-0.391307	0.342256	1.004712
17	-0.374625	-0.409678	0.332467	0.998616
18	-0.372216	-0.420559	0.321825	0.992462
19	-0.365936	-0.427470	0.312090	0.989898
20	-0.357656	-0.430223	0.307332	0.988131



Relation entre l'inflation et le prix des produits pétroliers Période Octobre 2003- avril 2007

Jean Morel Clairmond Jr et Judelande Mesidor

Résumé

Cette étude fait ressortir l'impact de la variation des prix des produits pétroliers sur l'inflation en Haïti. Elle met l'accent sur la fluctuation du prix du baril à l'échelle internationale. Elle tient compte également des mouvements des produits utilisés sur le marché local notamment les gazoline 95 et 91, le gasoil, le kérosène etc. Ce document présente une évolution succincte de la variable inflation et met en relation avec cette dernière la croissance économique. Les résultats d'analyse ont montré que l'influence des prix de l'essence demeure faible sur l'inflation, toutefois, les produits pétroliers jouissent d'un pouvoir de transmission sur les autres secteurs d'activité.

Sommaire Sommaire

Introduction	41
L'économie haïtienne face au renchérissement du prix du pétrole	42
Évolution des prix des produits pétroliers en Haïti sur la période	43
Évolution de l'inflation	45
Relation entre l'inflation et les prix des produits pétroliers	46
Projection de l'inflation	47
Bibliographie	49

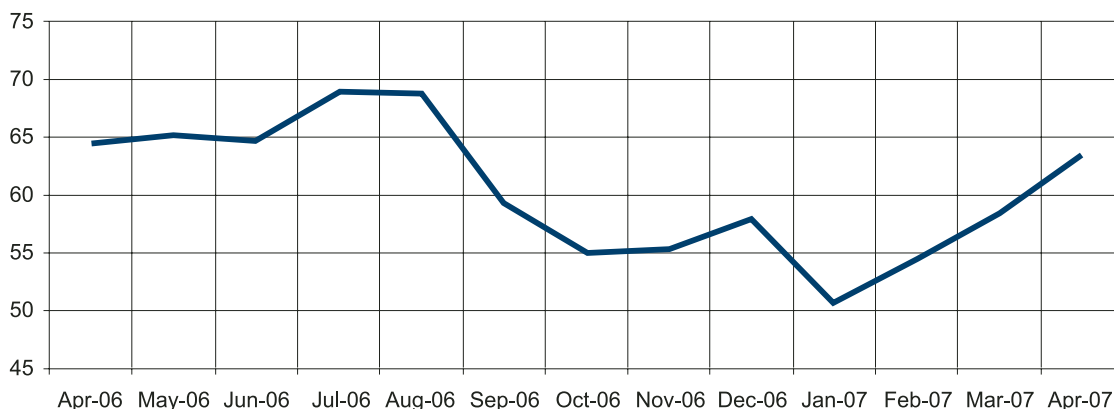
Introduction

Aujourd'hui le pétrole, accepté pour près de 70,000 types d'utilisations et employé sous des formes diversifiées, devient un bien indispensable dans la relation des peuples. De nombreuses activités (industrielle, médicale, économique, financière et autres) reposent sur ce bien. Pour cela, la course à son acquisition crée dans ce cas des problèmes énormes à la fois d'ordre économique, politique, géopolitique et même social. Le brut représente de nos jours un instrument de revendications et de contrôle au profit des pays à fortes dotations factorielles dans le domaine pétrolifère. Cependant sa rareté demeure une menace pour la pérennité de la croissance des pays industrialisés et un obstacle pour le développement économique des nations en voie de développement. Ainsi, les crises pétrolières de 1973, de 1979 et les chocs de 2002 en sont un témoignage.

Au cours de ces dernières années, le prix du pétrole sur le marché international a connu de fortes variations haussières. Le prix du baril avait atteint 15,53 dollars en 1994, soit le quintuple de l'année 1973 (dans les périodes d'avant crise), et a ensuite eu de légères augmentations pendant les années 1995 à 1997. Il a, par contre, chuté à 12,28 dollars le baril en 1998 pour ensuite remonter à plus de 4 fois la valeur de 1998 en 2005 et près de 5 fois en 2006. Cette tendance à la hausse s'est poursuivie jusqu'au début de 2007. En effet, au mois de janvier 2007 le baril s'est fixé à 50,73 dollars et depuis lors a évolué à la hausse pour s'établir à 58,47 dollars en mars contre 63,39 dollars en avril, soit le prix le plus élevé depuis août 2006 suite à un niveau record en juillet 2006 (68,89 dollars). Selon des projections réalisées par le Fonds Monétaire International en fin 2006, le prix de l'or noir pourrait atteindre les 100 dollars dans le court terme.

Le choc pétrolier actuel est causé par un excédent de demande pour ce bien, une saturation des capacités de production des pays de l'OPEP, des troubles géopolitiques du Moyen-Orient, des problèmes sociaux et ethniques au Nigeria et en Équateur, des cyclones ayant ravagé des installations au Mexique et aux États-Unis entre 2004 et 2005 et des anticipations à la hausse des prix du baril.

Graphique 1
Évolution du prix du baril de pétrole
(Prix en dollars américains OPEC)



Les fluctuations du prix du brut et les mouvements de turbulence qui en découlent, constituent une source de préoccupation pour les décideurs, quant à leurs impacts sur l'activité économique des pays développés et en voie de développement. Ces événements peuvent en effet, causer des déséquilibres de la balance extérieure des pays en développement du fait de la part importante des ressources consacrées à l'importation de ces produits. De plus, un ralentissement de la croissance économique ou même une baisse de la production nationale est à craindre dans ces pays à cause des effets de substitution entre différents biens d'importation, la consommation locale et l'investissement. Par ailleurs, en entraînant un renchérissement des capitaux sur les marchés internationaux, la hausse des cours du pétrole sur le marché international cause un alourdissement du service de la dette.

Selon une étude publiée par l'Agence Internationale de l'Énergie (AIE) en 2005, une hausse continue des prix de l'essence conduirait à une baisse de 0,8 % du produit intérieur brut (PIB), une hausse de 1,4 % de l'inflation, une détérioration de la balance commerciale de 1 % du PIB dans la plupart des pays de l'Asie.¹ L'ampleur des impacts varie avec la situation géographique et le degré de développement des pays. En effet, un ralentissement de seulement 0,2 % du PIB accompagné d'une hausse de l'inflation de 1,2 % et d'une balance commerciale nulle serait enregistrée dans certains pays de l'Amérique latine (Argentine, Brésil et le Chili). Par comparaison aux pays de l'OCDE, les conséquences sur l'inflation sont moins puissantes: le taux d'accroissement du PIB devrait décroître de 0,4 % tandis que l'inflation s'accélérait de 0,5 %.

L'économie haïtienne face au renchérissement du pétrole

L'économie haïtienne, étant une petite économie ouverte et grande consommatrice de pétrole, en outre importatrice nette, est très sensible à une variation du prix du pétrole sur le marché international. Spécifiquement, la forte dépendance de l'économie haïtienne des produits pétroliers et du reste du monde explique sa fragilisation en situation de renchérissement durable des produits sur le marché international, comme c'est le cas pour la plupart des pays non producteurs de pétrole. Les importations de produits pétroliers représentent en moyenne 13 % de nos importations de 1999 à 2003 contre 18,60 % en 2006. Elles ont atteint une part de 2,37 % du PIB en 2006. Par comparaison internationale, ce ratio avait atteint 4 % du PIB vers la fin des années 90 dans les pays développés. Le coût de ces importations absorbe par ailleurs plus de 50 % des recettes d'exportations haïtiennes. Pour l'exercice 2003-2004, les dépenses d'importation de ces produits ont atteint 173,8 millions de dollars américains, équivalents à 6921,7 millions de gourdes, soit 4,84 %² du PIB. Pour le premier semestre de 2004-2005, plus de 60 % de ce montant est déjà enregistré. Ainsi, la facture d'importation est très élevée pour un pays qui n'a pas encore atteint son potentiel de croissance en terme de développement industriel.

Malgré tout, l'économie haïtienne a renoué avec la croissance pendant les deux dernières années atteignant ainsi 1,8 % en 2005 et 2,3 % en 2006. Cette reprise est d'une part due aux efforts internes notamment l'assainissement des finances publiques, la détente de la politique monétaire et la vigueur de l'économie mondiale soutenue par les États-Unis (3,2 %) et la Chine (10,7 %) en particulier. Et d'autre

¹Chine, Inde, Malaisie, Philippines et Thaïlande

²Cette statistique peut être différente de celle du MEF car nous avons au départ calculé le taux de change moyen et la quantité moyenne d'importation lorsqu'il y a deux ou plusieurs arrivages dans un seul mois, comme c'est le cas en décembre 2004 et mars 2005

part, l'assistance de la communauté internationale via des programmes (EPCA I & II et FRPC) de réduction de la pauvreté et de promotion de la croissance économique a contribué à la relance de l'activité économique et à la formation d'anticipations positives.

L'année 2003 a été marquée par un resserrement de la politique monétaire où le rendement sur les bons à 91 avait atteint 27,83 % en septembre contre 10,20 % en septembre 2002. Cette approche a été entretenue en vue d'estomper le rythme de croissance du taux d'inflation qui avait atteint 38,40 % à la fin de l'exercice 2003, soit une hausse de 18 points de pourcentage par rapport à l'année précédente. Cette situation a débouché sur un phénomène désinflationniste. En avril 2007, le taux directeur de la BRH est tombé à 14,5 %. Cette diminution est le témoignage de l'abandon de la politique de resserrement à celle de la détente monétaire.

On aurait pu utiliser un modèle d'équilibre général calculable pour Haïti, mais la carence des données nous empêche de mesurer l'impact pour l'économie haïtienne d'une hausse continue des prix des produits pétroliers sur le marché international à l'inflation et à l'économie en générale via un tel modèle. Cependant, une étude déductive peut nous en indiquer les effets. Nous utiliserons les méthodes des élasticités, de la corrélation et de l'analyse graphique pour étudier l'effet sur l'inflation d'une hausse des prix des produits pétroliers sur les marchés international et local. Étant donné qu'Haïti achète les produits sur le marché international, nous utilisons le prix CAF³ par gallon comme prix international et les prix à la pompe.

Évolution des prix des produits pétroliers en Haïti sur la période septembre 2005- Novembre 2006

La suppression de la subvention (janvier 2003) des produits pétroliers sur le marché local a entraîné une hausse de leur prix pendant les années 2003 et 2004. Ainsi, pour l'exercice 2003-2004, le prix de la gazoline 95 a augmenté, en glissement annuel, de 11,4 % (à 117 gdes), celui de la gazoline 91 de 11,88 % (à 113 gdes), celui du gasoil de 22,03 % (à 72 gdes) et celui du kérosène de 32,08 % (à 70 gdes). Le renchérissement de ces produits, les troubles politiques coïncidés avec le deuxième centenaire de l'indépendance ont perturbé les activités économiques de cet exercice. En effet, le PIB a décrû pour s'établir à -3,5 % (2004), le taux le plus faible au niveau de la région latino-américaine. Tandis que de septembre 2005 à novembre 2006, les prix des produits pétroliers, hormis celui du kérosène, ont fluctué dans les deux sens. En effet, le prix du gallon de la gazoline 91 a connu une décroissance moyenne de 0,57 % au cours de l'exercice 2005-2006. Cette dernière situation est imputable à la chute de son prix de 20,24 % à 159,35 gourdes (gallon) en octobre 2006. Toutefois, celui-ci s'est établi à 203 gourdes le gallon, niveau insuffisant pour contrecarrer la baisse enregistrée au niveau de l'exercice. Pour cette même période, le prix de la gazoline sans plomb (95) a eu une évolution similaire, il a connu une décroissance moyenne de 0,59 %. Toutefois, le prix de ce dernier a connu une forte hausse au mois d'août, soit 10,32 % à 209 gourdes le gallon.

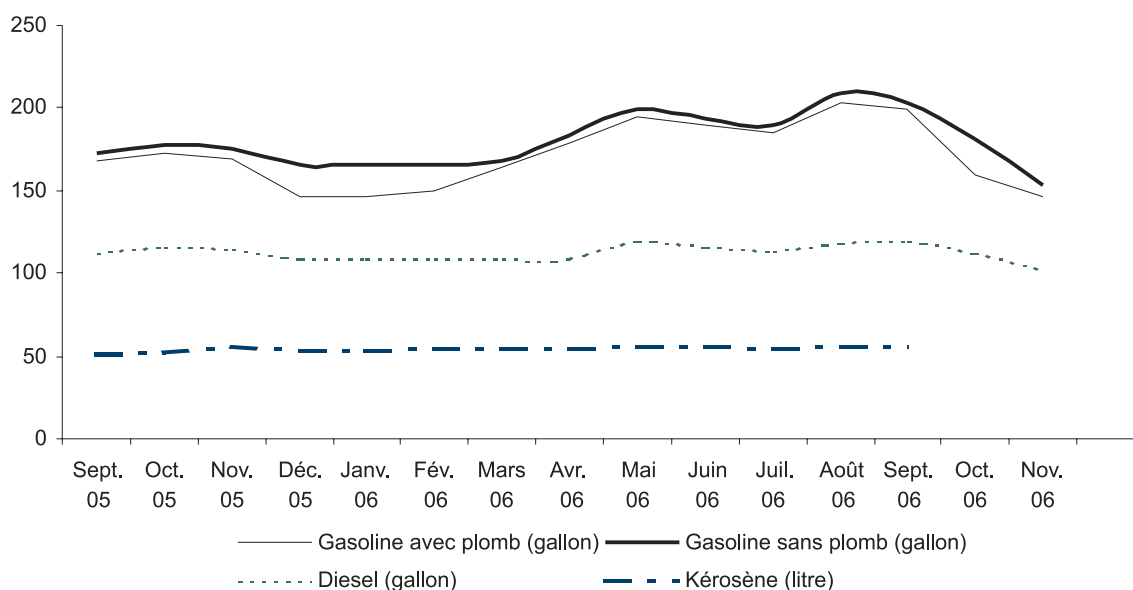
³Coût assurance Frêt

Par ailleurs, le prix du diesel est resté inchangé de décembre 2005 à mars 2006, soit 109 gourdes le gallon. Cependant, le mois d'avril est sujet à une forte variation, soit 9,44 %. Le rythme de croissance du prix de ce produit s'est décéléré pour le reste de l'exercice, ce qui ramène la moyenne de l'année à -0,51 %. Le prix du kérosène a varié, entre septembre 2005 et septembre 2006, dans l'intervalle compris entre 50 gourdes et 56 gourdes le gallons. Après les pics des mois de juillet et d'août 2006, dus à la poussée sur le marché international, le prix des divers produits pétroliers ont évolué à la baisse.

Parallèlement, l'inflation a poursuivi sa course à la baisse même pendant les chocs de juillet et d'aout, ce qui signifie que la corrélation entre ces produits et l'inflation est très faible. De plus, le poids des produits pétroliers dans le panier de la ménagère est très faible, donc contribue très faiblement à l'inflation. Bien qu'en réalité la hausse des prix du gaz se répercute sur presque tous les produits constituant le vecteur de consommation.

Le Transport est le premier secteur touché directement par la variation du cours du pétrole. Son poids dans le panier de la ménagère représente 13,74 % dont 9,96 % pour le transport public. Les produits mentionnés dans le texte ont seulement un poids de 1,72 %. Ceci explique la faible incidence de la variation du brut sur l'inflation. Toutefois, ce produit est détenteur d'un grand pouvoir de transmission sur les différents secteurs de l'économie.

Graphique 2
Évolution des prix des produits pétroliers en Haïti



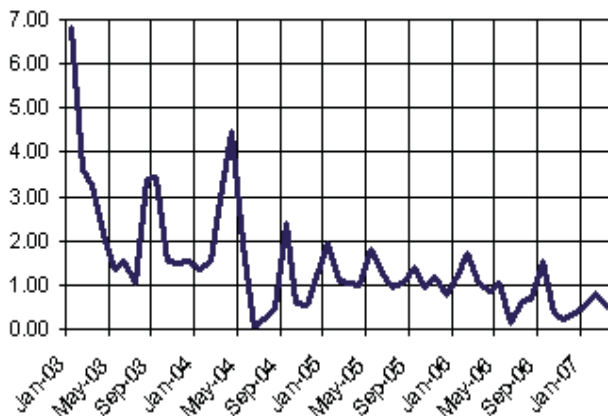
Évolution de l'inflation

Les années 2000 et 2003 sont marquées par de fortes pressions inflationnistes. Ces tensions dues aux problèmes politiques, à la hausse du prix du pétrole sur le marché international et aux mesures successives de libéralisation partielle puis totale du marché⁴ des produits pétroliers en Haïti, se sont estompées de 2004 à date. En effet, après avoir, en glissement annuel, atteint 38,40 % en septembre 2003, le taux d'inflation est entré dans un processus de ralentissement continu. Il est tombé à 22,5 % en septembre 2004 puis 14,8 % en septembre 2005 et 12,4 % en septembre 2006. Ce phénomène désinflationniste se poursuit au début de l'année 2007 jusqu'à enregistrer des taux inférieurs à 10 %, soit 9,6 % en janvier, 8,6 % en février et seulement 8 % en mars et en avril. Ce taux est historiquement le plus bas obtenu depuis janvier 2002 (7,99 %) et janvier 1999 (7,38 %).

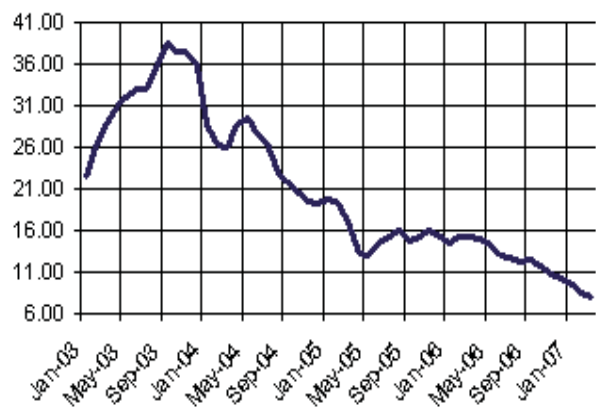
En rythme mensuel, le comportement du taux d'inflation est similaire. Il s'est établi à 6,83 % en janvier 2003 pour baisser à 3,42 % en septembre de la même année contre 2,40 % en septembre 2004, 1,38 % en septembre 2005 et 1,54 % en septembre 2006. Au début de l'année 2007 ce taux s'est inscrit en dessous de 1 %, soit 0,82 % en février 2007 et 0,52 % en mars. Cette désinflation est imputable à la bonne conduite de la politique monétaire de la banque centrale d'Haïti, à la discipline fiscale du gouvernement et aux anticipations positives des agents économiques. Cette tendance pourrait être maintenue jusqu'à la fin de l'année selon les prévisions de certains spécialistes.

Graphique 3

Évolution du taux d'inflation (g.m)



Évolution du taux d'inflation (g.a)



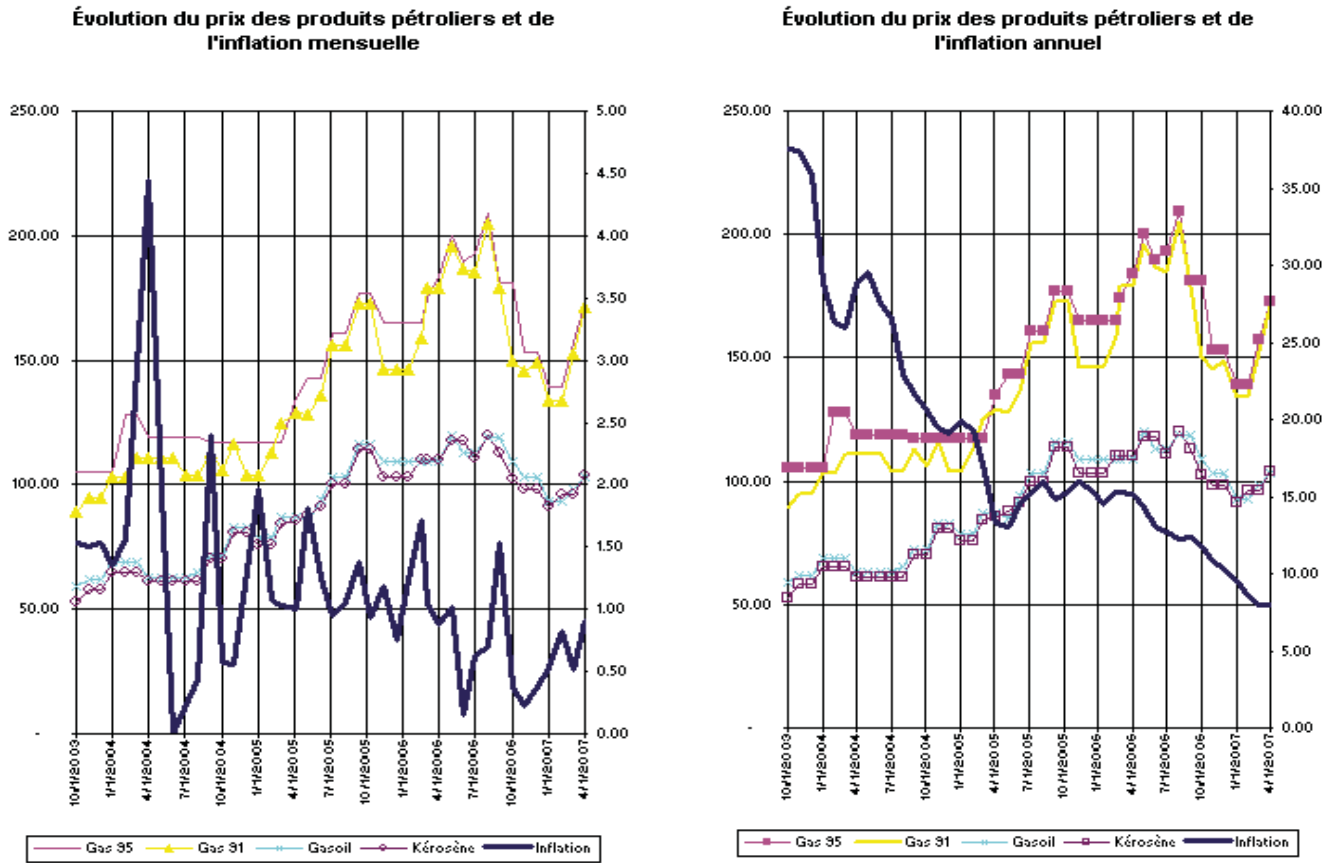
⁴En Janvier 2003 le gouvernement haïtien a décidé de plus subventionner le pétrole sur le marché local

Relation entre l'inflation et les prix des produits pétroliers

Contrairement à ce que l'on espérait, le taux d'inflation tant en glissement annuel que mensuel a affiché une relation inverse aux différents produits pétroliers du marché local, en particulier les gaz 95 et 91, le gasoil et le kérosène (voir les tableaux no. 1 et no. 2). Toutefois, l'élasticité moyenne sur la période allant d'octobre 2003 à avril 2007 a entraîné une hausse du taux d'inflation suite à un renchérissement de ces produits pétroliers. En effet, une augmentation de 1 % des prix du gaz 95 entraîne sur la même période une progression de 0,09 % de l'inflation annuelle contre une hausse mensuelle de 5,34 %. Parallèlement l'accélération d'un pour cent (1 %) du prix du gaz 91, de celui du gasoil et de celui du kérosène a abouti à une croissance respective de 0,04 %, de 0,34 % et de 0,7 % de l'inflation en variation annuelle. Cette même hausse de 1 % peut engendrer une progression de 13,3 %; de -2,28 % et de 0,29 % des tensions inflationnistes sur une base mensuelle. Cette relation positive est imputable à l'évolution à la hausse des prix des produits de certains mois de l'année, notamment les niveaux records de 200 gourdes (mai 2006) et de 209 gourdes (août 2006) le gallon pour le gaz 95 contre une moyenne de 145 gourdes⁵. Les pics ont été de 196 gdes (mai 2006) et 205 gdes (août 2006) pour le gaz 91 contre une moyenne de 137,48 gdes. Ils ont atteint 120 gdes (mai) et 119 (août) gdes pour le gasoil contre une moyenne de 90,84 gdes – Ils se sont évalués à 118 gdes et 120 gdes pour le kérosène contre une moyenne de 88,46 gdes. Cependant, certains points d'élasticité confirment la relation négative entre l'inflation et les produits pétroliers, car plus de deux fois sur cinq, en rythme annuel, la relation est inverse contre une fois sur deux en progression mensuelle.

⁵moyenne calculée depuis octobre 2003 à avril 2007

Évolution des prix des produits pétroliers en Haïti



e prix du pétrole sur le marché international a, quant à lui, une influence faible sur le rythme de croissance du taux d'inflation en Haïti, compte tenu de l'importance très peu élevée⁶ des produits pétroliers dans le vecteur de consommation. Ainsi, la hausse du prix du pétrole sur le marché international de 1 % implique-t-elle seulement une augmentation de 0,01 % de l'inflation en glissement annuel. Cet impact aurait été plus faible si le gouvernement avait maintenu la subvention du pétrole et de ses dérivés sur le marché local.

Projection de l'inflation

Selon les prévisions du FMI et des autorités monétaires haïtiennes le taux d'inflation devrait se fixer à 8,2 % en septembre 2007. Toutefois, les chiffres de mars (8 %) et d'avril (8 %) 2007 sont déjà inférieurs à la cible. Ces résultats laissent croire que si la politique de détente monétaire est maintenue, que la pression fiscale augmente et que les prix du pétrole sur le marché international se stabilisent ou baissent, le taux d'inflation pourrait atteindre 5 %⁷ en fin d'exercice, un taux moyen proche de celui de la région latino-américaine (4,8 %) pour l'année 2006.

⁶Le poids dans le panier de la ménagère est de 1,72 %.

⁷Au regard du modèle de prévision de l'inflation du service de statistique de la direction de monnaie et analyse économique de la banque centrale d'Haïti.

Conclusion

Enfin, cette analyse descriptive nous a permis de faire ressortir une liaison bidirectionnelle entre les prix des produits pétroliers et le taux d'inflation. Suivant la période considérée on a remarqué que la relation entre ces deux composantes peut être positive ou négative. Cependant, elle est en moyenne positive pour l'inflation en glissements annuel et mensuel. La variation des prix du pétrole tant sur le marché local qu'international a faiblement influencé le taux d'inflation, en raison notamment du faible poids de ces derniers dans le panier de la ménagère. Par ailleurs, les produits pétroliers disposent d'un grand pouvoir de transmission sur les différents groupes de produits. Cette approche devrait être consolidée par des méthodes économétriques. Mais elle demeure valable vue la soutenabilité des résultats obtenus.

Bibliographie

Sophie Brana, Michel Cazals, 1997, "La Monnaie", Dunod, Paris, 128 pages

- Laurence Scialom, 1999, "Économie Bancaire", La découverte, Paris, 129 pages.
- Michel Dévölluy, 1994, "Monnaie et problème financiers", Hachette (supérieur), Paris, 160 pages.
- Dominique Plihon, 2003, "La Monnaie et ses mécanismes", La Découverte, Paris, 128 pages
- André Chaîneau, février 2000, "Mécanismes et politique monétaires" Quadrige/ Presses universitaires de France, Paris, 280 pages.
- Gilles Jacoud, 1994, "La monnaie dans l'économie", Nathan, Paris, 240 pages
- Carmen M. Reinhart et Miguel A. Savastano, juin 2003, "Les réalités de l'inflation moderne", FMI, Finance & Développement.
- A. Javier Hamann et Alessandro Prati, juin 2003, "Vaincre l'inflation", FMI, Finance & Développement.
- Manuel Guitian, Robert Mundell, 1996, ' 'Inflation and Growth in China, International Monetary Fund", 305 pages.
- Sean Holly and Martin Weale, 2000, "Econometric Modeling", The National Institute of Economic and Social Research, Economic and Social Studies, Cambridge University Press, , 296 pages
- Prakash Loungani and Phillip Swagel, 2001, "Sources of Inflation in Developing Countries", IMF, 29 pages.
- Benedikt Braumann, 2001, "High Inflation and Real Wages", IMF, 23 pages.
- Luis Catao and Marco Terrones, 2001, "Fiscal Deficits and Inflation : A New Look at the Emerging Market Evidence", IMF, 31 pages.
- Marius Serban (student) and Moisa Altar (prof.), Bucharest 2002, "Budget Deficit and Inflation", 28 pages.



«Prix relatifs, taux de change et prix en Haïti»

Annick Eudes Jean-Baptiste

Résumé

Cette note analyse la relation entre les prix relatifs, le taux de change et le niveau des prix en Haïti. Les théories de parité de pouvoir d'achat absolue et relative, sont à la base de cette étude, et un modèle Vectoriel Autorégressif (VAR) standard a été utilisé afin de déterminer la relation entre les prix des partenaires commerciaux d'Haïti, le taux de change et des prix internes. Les données sont sur une base mensuelle et la mesure de la relation est obtenue à partir des décompositions de variances. Les résultats montrent que l'inflation en Haïti dépend plus des dépréciations du taux de change que des variations des prix relatifs.

Mots clés : prix relatifs, parité des pouvoirs d'achat relative, parité des pouvoirs d'achat relative, inflation, prix

Sommaire

Introduction53
Le cadre analytique54
Les définitions54
Revue de littérature55
L'analyse empirique56
Les données56
Les premiers résultats empiriques concernant la Parité des pouvoirs d'achat57
L'inflation et le taux de change57
4. Le modèle.59
4.1 Estimation et présentation des résultats à partir d'un modèle VAR standard59
Les résultats du modèle VAR61
Conclusion63
Bibliographie64
Annexe65

Introduction

Il est généralement admis par la majorité des économistes que l'inflation a des impacts négatifs sur l'économie en général et sur l'emploi. Le niveau d'inflation en Haïti a été particulièrement élevé depuis ces dernières années, avec une augmentation croissante du niveau des prix, et une détérioration du taux de change. Dans des conditions de fluctuations accrues du taux de change et de croissance élevée du niveau général des prix, l'identification des changements des prix relatifs sont masqués. Identifier l'origine des variations de prix est d'importance pour les Banques Centrales, les entreprises et les consommateurs. Effectivement, ces derniers sont plus susceptibles de prendre des décisions quelque peu imprécises. Bien que les origines de l'inflation soient largement connues d'un point de vue théorique, et que plusieurs sources d'inflation sont identifiées au niveau de l'économie haïtienne, il convient de déterminer dans cette étude, si l'inflation en Haïti provient des variations du taux de change ou de ceux des prix relatifs.

D'une manière générale, les prix relatifs désignent le prix d'un bien en fonction d'un autre bien. Aussi, les prix relatifs peuvent être : soit le prix d'un bien exprimé par rapport à son coût, soit le prix d'un bien en pourcentage du revenu, soit le prix d'une marchandise exprimée par rapport au prix d'un autre bien, ou le prix d'une marchandise exprimée en monnaie étrangère. Les prix relatifs sont liés aux taux de change par la relation de parité des pouvoirs d'achat et c'est le coût de la vie d'une région à une autre. L'objectif de ce travail est de déterminer dans quelle mesure les prix en Haïti dépendent des changements de prix de ses partenaires commerciaux. Le travail est organisé comme suit : dans un premier temps, dans le cadre analytique, nous présenterons les définitions et une brève revue de littérature ; ensuite, dans l'analyse empirique, nous procéderons à l'examen des faits stylisés et à la présentation d'un modèle Vectoriel AutoRégressif (VAR) ; enfin nous présenterons nos résultats et nos conclusions.

¹Particulièrement après novembre 2001, l'inflation en glissement annuel, a commencé une accélération continue jusqu'au moins de janvier 2003, où elle commence à chuter.

²Krugman, P, Obstfelds M. (2001). « *Economie internationale* ». Paris, Deboek Université.

³Guerrin, B. (2002), « *Dictionnaire d'analyse économique* ». Paris, La découverte. « Repères ».

Le cadre analytique

Les définitions

Trois concepts sont importants dans l'analyse de l'identification des variations des prix relatifs et des taux de change. Ce sont la loi des prix uniques, la théorie de la parité des pouvoirs d'achat absolue et la théorie de la parité des pouvoirs d'achat relative.

La loi des prix uniques (LPU) implique que, sur des marchés compétitifs exempts de coûts de transport et de barrières officielles aux échanges, des biens identiques vendus dans des pays différents doivent se vendre au même prix⁴, quand ils sont exprimés en termes d'une seule monnaie. En fait, si i est le bien en question et P_i^* représente le prix du bien à l'étranger ; de même si P_i est le prix du bien i sur le marché local ; et si E est le taux de change entre les monnaies de ces deux pays, alors la loi des prix uniques implique que la relation entre les variables peut s'écrire :

$$P_i = E \times P_i^* \quad (1)$$

:

Le prix du bien i est fonction du taux de change et de son prix à l'étranger. Aussi, le prix du bien i exprimé en monnaie locale doit être le même partout où il est commercialisé.

La théorie de la parité des pouvoirs d'achat absolue découle de la loi des prix uniques, énoncée par Ricardo au dix-neuvième siècle. Cette théorie assume que le taux de change entre les monnaies de deux pays, est égal au rapport des niveaux de prix entre les deux pays⁵. Dans la théorie de la parité des pouvoirs d'achat, une baisse du pouvoir d'achat induite par une baisse de la valeur d'une monnaie, suite à un accroissement du niveau des prix, sera suivie d'une hausse du taux de change sur le marché des changes. Aussi, selon la théorie de la parité des pouvoirs d'achat, les niveaux de prix sont-ils les mêmes dans tous les pays quand ils sont mesurés en termes d'une même monnaie. Cependant, puisque dans la mesure des paniers de biens les pays ont dans la constitution de leurs indices de prix à la consommation, des biens de consommation différents, il est préférable de considérer la parité des pouvoirs d'achat relative.

La parité des pouvoirs d'achat relatif établit la relation entre les taux de change et les niveaux d'inflation. Cette théorie implique que la variation en pourcentage du taux de change entre deux monnaies, sur une période, est égale à la différence entre les variations en pourcentage dans les niveaux des prix étrangers et nationaux :

$$\frac{\partial E}{E} = \frac{\partial P}{P} - \frac{\partial P^*}{P^*} \quad (2)$$

L'équation (2) lie la variation des prix relatifs et celle du taux de change. Ainsi, une augmentation du taux de change ou une augmentation de l'inflation à l'étranger aura une répercussion négative sur le niveau de vie de l'économie locale. De même, une baisse du niveau d'inflation à l'étranger ou une appréciation du taux de change fera décroître le niveau de l'inflation sur le marché local.

Remarquons qu'il existe une différence non-négligeable entre les trois concepts : la loi du prix unique s'applique à un seul bien i , la parité des pouvoirs d'achats se rapporte au niveau des prix mesuré par un panier de biens, tandis que la parité des pouvoirs relative concerne les changements en pourcentage de prix.

⁴Gerri B. (2002). « Dictionnaire d'analyse économique ». Paris. La découverte. « Repères ».

⁵Krugman. P, Obstfelds M. (2001). « Economie internationale ». Paris, Deboek Université.

L'intégration des économies et l'intensification du commerce international impliquent une plus grande sensibilité aux variations des prix relatifs et du taux de change. L'abondance de la littérature empirique témoigne de l'intérêt pour cette problématique et montre, à travers les conclusions, une distorsion entre les propositions théoriques et les résultats empiriques. En effet, les recherches empiriques, conduites aux niveaux microéconomique et macroéconomique sur la condition de parité des pouvoirs d'achat, ont montré des résultats différents quant à la stabilité de cette relation.

La majorité des travaux réalisés sur la théorie de la parité des pouvoirs d'achat, ont pour modèle de base, le modèle de Balassa-Samuelson. Les variations des prix relatifs se transmettent, selon Balassa et Samuelson (1964), à travers les changements dans les prix relatifs et par conséquent du taux de change réel⁶. Le modèle de Balassa-Samuelson met en évidence la relation entre l'inflation et l'appréciation du taux de change. Dans ce modèle, il existe une différence de productivité entre les secteurs exposés à la concurrence internationale et les secteurs abrités qui ne sont pas soumis au commerce extérieur. Cette différence se répercute sur les salaires, de telle sorte que ceux des secteurs exposés à la concurrence internationale qui sont plus productives, auront des salaires plus élevés. Augmentation qui, selon le modèle, devrait se transmettre à tous les secteurs de l'économie. Il en résulte à terme une augmentation du rythme de croissance de l'inflation.

La conclusion majeure des études réalisées sur la théorie de la parité des pouvoirs d'achat a montré une instabilité de la relation entre les prix relatifs et le taux de change. Dans l'analyse de la condition de parité des pouvoirs d'achat, des auteurs utilisent l'approche micro-économique. Dans "Big Mac parity, income, and trade", Caetano (2004) utilise le modèle de Balassa-Samuelson pour déterminer le prix d'un produit, celui du "big Mac", dans plusieurs pays à niveau de revenus différents⁷. Les résultats ont montré que la condition de parité des pouvoirs d'achat n'est pas constante dans le long terme.

D'autres auteurs adoptent des approches alternatives et testent la condition de parité de pouvoir d'achat en utilisant des données sur plusieurs pays à niveau de revenus différents. En effet, dans un article publié en 2001, B. K. Mkenda, utilise un ensemble de vingt (20) pays d'Afrique afin de déterminer la stabilité de la relation entre les taux de change et les prix relatifs⁸. Les conclusions de l'étude ont prouvé que la théorie de la parité des pouvoirs d'achat est maintenue pour les indices de prix de produits importés. Cependant l'intégration des économies pendant la période de la colonisation d'avant les années soixante, où les économies étaient plus intégrées et le commerce, la circulation des biens et services plus intense, a probablement influencé les résultats de l'étude.

Si l'analyse de la théorie de la parité de pouvoirs d'achat d'un point de vue empirique a montré des résultats quelque peu éloignés de la théorie, dans une étude sur la mesure de la parité des pouvoirs d'achat, à long terme, de trois (3) partenaires commerciaux de l'économie américaine, Klaassen, a testé l'évidence de la parité des pouvoirs d'achat après la période de Bretton Woods⁹. Les résultats de l'auteur montrent une

⁶Dupuis D, Tessier D (2000). "Une analyse empirique du lien entre la productivité et le taux de change réel Canada-É-U". Bank of Canada Document de travail 2000-22 / Working Paper 2000-22

⁷Caetano S, Moura G, Da Silva S (2004) « Big Mac parity, income, and trade » Economics Bulletin, 2004, vol. 6, issue 12, pages 1-8

⁸Mkenda B.K(2001) "An Empirical Test of Purchasing Power Parity in Selected African Countries - a Panel Data Approach". Department of Economics Göteborg University SWE-DEN Department Working Papers in Economics no 39.

⁹F Klaassen (1999) "Purchasing Power Parity: Evidence from a New Test". Center and Department of Economics Tilburg University.

stabilité des conditions de parité. Mais, les résultats du modèle utilisé semblent être liés à la méthodologie qui avait été employée. En effet, l'auteur a élaboré un modèle basé sur le changement de régime de taux du change. Dans son modèle, les variations de change (les dépréciations et les appréciations) dépendaient des déviations de la condition de parité.

Le principe de la loi de la parité des pouvoirs d'achat est l'un des thèmes centraux de l'analyse des échanges entre les différents pays. Mais, l'analyse empirique montre de très faibles évidences sur la tenue de la relation dans le long terme. S'il existe, dans la littérature sur les relations entre taux de change, prix relatif et inflation, beaucoup de travaux empiriques, dans la grande majorité des cas, les travaux semblent s'orienter vers l'analyse de la pertinence de la relation de la Parité des Pouvoirs d'Achat. Les études faites tendent à rejeter la relation existant entre les taux de change, les prix relatifs et l'inflation. Le degré d'ouverture d'une économie, la différence de productivité entre les pays, le niveau de l'inflation, et le degré d'intégration des économies semblent jouer un rôle majeur dans les variations des prix relatifs et dans l'existence même de la relation de parité.

Ainsi, les résultats empiriques n'expliquent pas la loi de la Parité des Pouvoirs d'Achat pour plusieurs raisons. D'abord, les imperfections au niveau des marchés (monopoles, oligopoles, asymétries d'information...) peuvent affecter le niveau des prix en créant des distorsions au niveau de l'offre ou de la demande. D'un autre côté, les coûts du transport, les restrictions aux échanges internationaux, les problèmes douaniers, rendent difficilement applicable la loi des prix uniques. Ensuite, les statistiques de prix : les Indices de Prix à la Consommation (IPC) ne sont pas construites de manière identique. Etant donné que les habitudes de consommation diffèrent dans les divers ménages dans les pays distincts, les statistiques de l'IPC ne sont pas basées sur les mêmes paniers de biens de consommation. Également, la nature de certains biens (les services...) ne se prête pas aux échanges et l'existence d'autres biens qui ne sont pas des substituts parfaits peuvent rendre la parité des pouvoirs d'achat difficilement vérifiable dans le long terme.

Il convient maintenant de déterminer le rapport entre les prix domestiques, le taux de change et les prix relatifs en Haïti, à partir de l'analyse empirique.

L'analyse empirique

Les données

Pour l'analyse empirique, nous utilisons les données mensuelles des indices de prix à la consommation, et des taux de change. Nous utilisons l'indice des prix à la consommation en Haïti (IPC HT), et l'Indice des prix à la Consommation des Etats unis (IPC us).

Les données haïtiennes de l'Indice des Prix à la consommation et les taux de change, proviennent de la BRH. Du U.S. Departement of Labor¹⁰, nous avons tiré les données sur le niveau des prix aux États-Unis. Les données mensuelles de l'Indice de prix à la consommation en Haïti (IPC), aux Etats Unis (IPC us), le taux de change (Tx), sont recueillies pour la période allant de janvier 2001 à avril 2007.

¹⁰U.S. Departement of Labor (2005). « Consumer Price Index for all urban consumers » . Bureau of Labor.

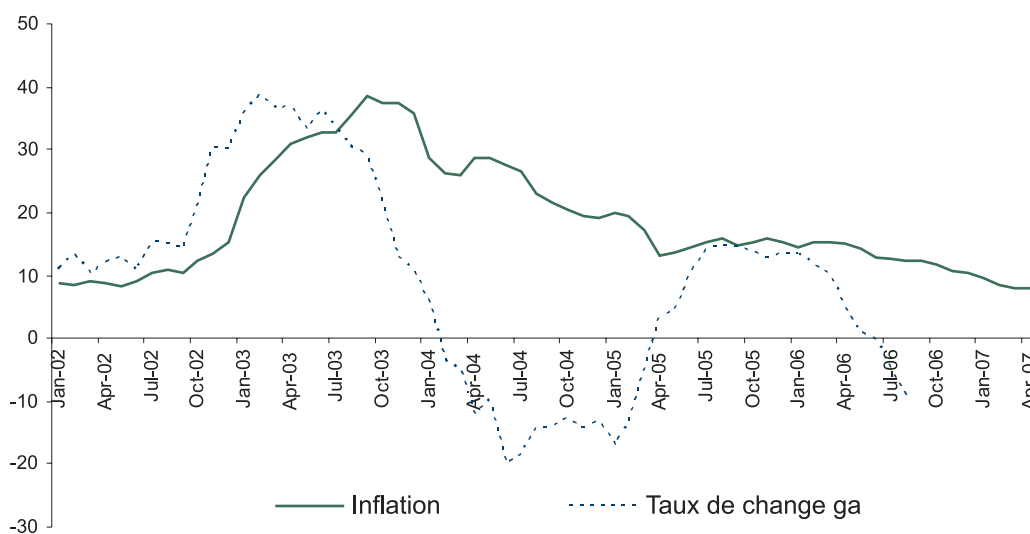
Les premiers résultats empiriques concernant la Parité des pouvoirs d'achat

L'inflation et le taux de change

Nous analysons de manière visuelle et nous recherchons des similitudes, une relation dans le comportement des variables suivantes : l'inflation en Haïti et les variations du taux de change, et entre le différentiel d'inflation et les variations du taux de change. Cette première analyse empirique permettra de vérifier la relation qui existe, pendant la période sous étude, entre l'inflation et les variations du taux de change et entre les variations du taux de change et le différentiel d'inflation, selon la théorie de la parité des pouvoirs d'achat relative. Cette démarche est nécessaire car la PPA doit tenir afin de déterminer si l'inflation en Haïti provient des variations du taux de change ou des variations de prix relatifs. Toutes les variables sont en glissement annuel. Les graphiques 1 et 2 montrent leur évolution.

Graphique 1

Évolution de l'inflation et de la variation du taux de change en Haïti (en glissement annuel)

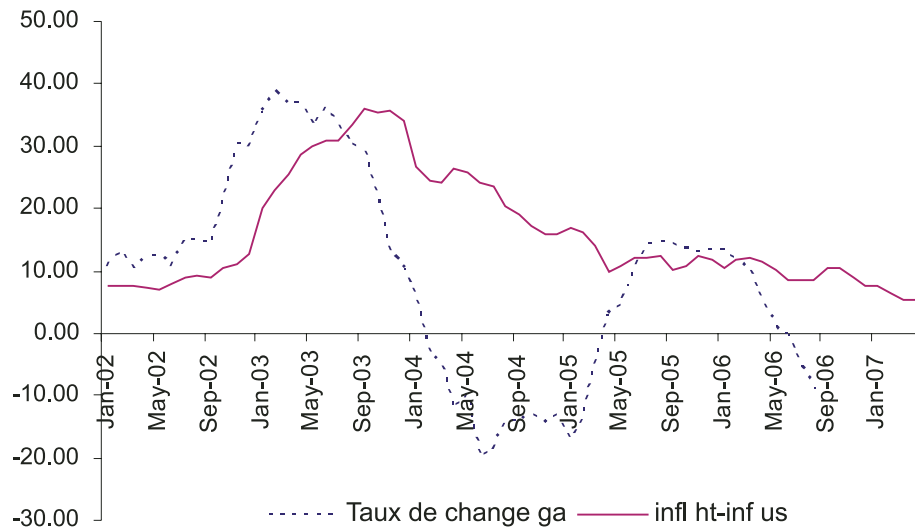


Le graphique 1 fait ressortir évidemment la relation étroite qui existe entre l'inflation et les variations du taux de change. Nous distinguons plusieurs périodes de croissance du taux de change et de l'inflation pendant la période allant de janvier 2001 à avril 2007. Cependant le « pic » de janvier 2003, où le taux de change était de 42,46 gourdes pour un dollar EU, résulte de facteurs institutionnels et conjoncturels. Le déficit budgétaire, financé par l'émission monétaire, et les troubles politiques constituent des facteurs économiques et structurels explicatifs de ces variations. Cependant, globalement les variables semblent évoluer dans les mêmes directions. Toutefois, il est intéressant de remarquer le décalage qui existe entre les deux séries. Effectivement, même si les séries suivent plus ou moins la même tendance pendant la période, les variations du taux de change précèdent l'inflation de quelques mois.

La théorie de la parité des pouvoirs d'achats relative exprime théoriquement une relation entre le changement en pourcentage du taux de change entre deux monnaies et le différentiel d'inflation entre les niveaux de prix nationaux c'est-à-dire, le différentiel d'inflation entre Haïti et les États-Unis.

Graphique 2

Taux de change de la gourde par rapport au dollar et le différentiel d'inflation entre Haïti et les États-Unis



Source: Banque de la République d'Haïti, US department of Labor

La PPA relative montre une approximation raisonnable des données, mais les performances sont en général faibles. En comparant le différentiel d'inflation et les variations du taux de change, nous pouvons voir que la relation entre le taux de change et le différentiel d'inflation tenait pour la période de forte croissance du niveau des prix (Janvier 2002 à septembre 2003). Selon la PPA relative, les taux de change et le différentiel de prix devraient évoluer selon la même tendance. La PPA relative tient sur l'ensemble de la période sous étude, si l'on tient compte du fait que les prix en Haïti croissent beaucoup plus vite que ceux des États-Unis, impliquant une appréciation du taux de change dès que le différentiel d'inflation diminue. Mais, l'ampleur de l'appréciation de la gourde par rapport au dollar, pour la période d'après septembre 2003, dépassait dans une large mesure ce que la Parité des Pouvoirs d'Achat relative aurait prédit. En conséquence, les données empiriques permettent de déduire qu'il existe une relation entre les différentes variables analysées dans le temps. Mais nous ne pouvons conclure formellement si l'inflation est causée principalement par les variations du taux de change ou par les variations des prix relatifs. Par ailleurs, la relation entre les prix relatifs indique qu'une part de l'inflation en Haïti est importée. Effectivement, si les importations haïtiennes constituent plus de 70 % en moyenne du Produit Intérieur Brut de 2001 à 2006¹¹, elles sont pour plus de la moitié composées de produits alimentaires et vivriers, et dans une moindre mesure, de biens d'équipement et de produits manufacturés. Les importations haïtiennes de produits alimentaires et agricoles proviennent principalement de la République Dominicaine et des États-Unis¹². Nous pouvons donc avancer que les variations de prix des biens échangés peuvent constituer un facteur important de l'inflation en Haïti. En fait, les prix relatifs de nos partenaires commerciaux, la République Dominicaine et les États-Unis, le taux de change surtout, peuvent constituer des facteurs d'inflation en Haïti. Afin de bien déterminer leurs niveaux d'influence respectifs et l'ampleur de ces variations, nous établissons le modèle économétrique qui sera présentée dans la partie suivante.

¹¹Calculs effectués à partir des données de la BRH.

¹²Bien qu'Haïti entretienne des relations commerciales avec des pays comme la Nouvelle-Zélande, l'Autriche, le Luxembourg, la France, entre autres, mais les relations, l'intégration d'Haïti à ces économies, et les coûts de transport rendent difficile la relation de la parité des pouvoirs d'achat absolu et relatif.

Le modèle.

Le modèle que nous utilisons est un modèle simple qui a déjà été utilisé par A. Ubide dans « Determination of inflation in Mozambique¹³ », pour monter les déterminants de l'inflation dans un pays en voie de développement. Ce modèle est inspiré de la théorie de parité de pouvoirs d'achat relative. Nous y avons apporté de légères modifications qui ne devraient normalement pas affecter de manière significative les hypothèses à la base du modèle.

En premier lieu, dans le modèle, l'auteur assume que le niveau des prix est une moyenne pondérée du prix des biens échangeables et du prix des biens non-échangeables :

$$\log P_t = \alpha (\log P_t^e) + (1 - \alpha) (\log P_t^{ne}) \quad (3)$$

$$0 < \alpha < 1$$

Où P_t est le niveau des prix mesuré par l'indice de prix à la consommation, P_e le prix des biens échangeables, P_{ne} est le prix des biens non-échangeables.

Ensuite, on considère que le prix des biens échangeables dépend du taux de change et des prix étrangers. En supposant que la condition de parité des pouvoirs d'achat tient, cette équation indique que le prix des biens qui font partie du commerce international dépend des taux de change et des prix des biens échangés :

$$\log P_e = \log E + \log P^* \quad \text{équation (4)}$$

Dans l'équation (4), E est le taux de change, et P^* est le prix des biens étrangers. C'est l'équation de la condition de la parité des pouvoirs d'achat relative.

En analysant la constitution de l'IPC en Haïti, nous remarquons que, plus de 65% de l'indice est constitué de biens échangeables. Ils représentent ainsi une forte partie de l'inflation, traduisant l'importance de l'inflation qui peut être importée en Haïti. L'équation (3) peut donc, dans une certaine mesure, s'écrire sans les prix des biens non-échangeables. Ainsi, dans le modèle le niveau des prix ne dépend que du prix des biens étrangers et du taux de change.

D'après cette équation, une dépréciation du taux de change ou une augmentation des prix étrangers fera croître l'inflation. De même, une diminution de prix dans l'un des deux pays étrangers fera baisser le taux d'inflation en Haïti.

Estimation et présentation des résultats à partir d'un modèle VAR standard

Nous avons montré, à partir des données de l'économie haïtienne, qu'il existait un lien étroit entre les taux de change et les variations des prix relatifs, la mesure du coût de la vie chez nos partenaires commerciaux les plus importants. Nous comptons avec les données statistiques et la méthode économétrique trouver si les prix en Haïti dépendent davantage de la variation des prix relatifs ou de celle du taux de change. Les données mensuelles de l'Indice de prix à la consommation en Haïti (IPC noté P_t), aux Etats Unis (IPC us), en République Dominicaine (IPC rd), le taux de change (Tx), pour la période allant de 2001:1 à 2007 :4, ayant été recueillies, nous avons estimé le modèle économétrique, après les avoir transformées en logarithme. Nous établissons un modèle VAR(p) standard incluant les variables mentionnées plus haut.

¹³Ubide A. (1997) : « Determination of inflation in Mozambique ». International Monetary Fund. WP/97/145/1977

Dans le modèle VAR(p), les variables introduites sont endogènes et chacune d'elles est exprimée en fonction des ses propres valeurs passées et de celles des autres variables. Les « p » retards seront déterminés à partir des critères de décisions d'Akaike et de Schwarz. La représentation VAR est la suivante :

$$P_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i}^1 P_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{1i}^2 P_{us,t-i} + \sum_{i=1}^p a_{1i}^3 P_{RD,t-i} + \sum_{i=1}^p a_{1i}^4 Tx_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$P_{us} = b_0 + \sum_{i=1}^p a_{2i}^1 P_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i}^2 P_{us,t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i}^3 P_{RD,t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i}^4 Tx_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

$$P_{RD,t} = c_0 + \sum_{i=1}^p a_{3i}^1 P_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i}^2 P_{us,t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i}^3 P_{RD,t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i}^4 Tx_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (7)$$

$$Tx_t = d_0 + \sum_{i=1}^p a_{4i}^1 P_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i}^2 P_{us,t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i}^3 P_{RD,t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i}^4 Tx_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad (8)$$

La première étape de l'estimation du modèle VAR, a été de nous assurer de la stationnarité des variables et de la cointégration qui peut exister entre elles . Nous avons réalisé les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) de racine unitaire dans le but de déterminer si les séries sont à moyenne et à variance constantes. Les résultats du test ADF sont présentés dans le tableau 1. Ce test, qui prend en compte l'autocorrélation de la série, a pour base le modèle suivant :(9)

$$\Delta y = d_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Le nombre de retard de l'équation (9) a été obtenu en utilisant les critères de décision Akaike Information Criterion (AIC) et de Schwarz (Schwarz Criterion). Nous avons obtenu un nombre de retard de deux (2) pour toutes les variables. Les séries sont stationnaires en différence première quel que soit le seuil allant de 1 % à 10 %. D'un autre coté, puisque toutes les variables sont intégrées au même ordre, il existe un risque de cointégration entre les différentes variables. L'étude de la stationnarité des résidus par la méthode d'Engle et Granger montrent qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables.

Tableau 1
Résultats des tests de stationnarité

Variables	Nombre de retard	ADF : test de racine unitaire
		En différence première
IPCus	2	-8.96*
IPCrd	2	6.05*
Taux de change	2	-5.28*
IPC Ht	2	-3.93*

* : significatif à 1%.

Quand les constantes et les tendances qui ont été insérées dans le calcul de la statistique de Dickey-Fuller ne sont pas significatives, nous avons réestimé l'équation (9) sans les prendre en considération.

Les résultats du modèle VAR

Dans l'estimation de notre modèle VAR standard, nous avons trouvé, après l'utilisation des critères de décision Akaike Information Criterion (AIC) et de Schwarz (Schwarz Criterion), un nombre de retard du modèle de deux (2). Nous avons alors un modèle VAR(2) où les chocs qui s'opèrent sur les variables exogènes prennent deux mois avant d'avoir un effet sur la variable endogène. Les résultats du modèle VAR les plus intéressants pour l'analyse économétrique sont les décompositions de variances et les fonctions de réponses aux impulsions. Nous employons pour les besoins de l'analyse les décompositions de variances. Les résultats des décompositions de la variance, qui calculent pour chacune des innovations sa contribution à la variance de l'erreur prévision, permettent de déterminer dans quelle mesure les variables exogènes ont des effets sur la variable endogène. En effet, une variable dont toutes les erreurs de prévision lui sont attribuées sera considérée comme vraiment exogène au modèle.

L'objectif de cette étude avait été de déterminer si les changements de prix en Haïti dépendaient davantage de la variation des prix relatifs ou de la dépréciation du taux de change. Puisque les prix domestiques représentent notre variable de décision, à la base de la problématique étudiée, nous présentons (tableau 2) les décompositions de la variance de prévision de l'IPC en Haïti pour vingt (20) périodes de prévision¹⁴.

Tableau 2
Résultats des décompositions de la variance de l'erreur de l'IPC en Haïti

Décomposition de la variance de D(IPCHT):					
Period	S.E.	D(IPCHT)	D(IPCRD)	D(IPCUS)	D(TX)
1	0.005152	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.005448	96.01435	0.010238	0.440373	3.535035
3	0.005774	87.36159	5.651199	0.820425	6.166790
4	0.005909	83.78058	7.925757	1.485091	6.808573
5	0.005973	82.03901	8.541977	2.326200	7.092817
6	0.005997	81.37643	8.714898	2.672498	7.236179
7	0.006004	81.19449	8.768196	2.715403	7.321907
8	0.006006	81.14873	8.777298	2.716065	7.357905
9	0.006006	81.13957	8.776684	2.716075	7.367669
10	0.006006	81.13763	8.777015	2.716078	7.369281
11	0.006006	81.13648	8.778086	2.716130	7.369304
12	0.006006	81.13517	8.778999	2.716674	7.369158
13	0.006006	81.13411	8.779620	2.717172	7.369095
14	0.006007	81.13350	8.779989	2.717394	7.369114
15	0.006007	81.13320	8.780165	2.717479	7.369155
16	0.006007	81.13307	8.780231	2.717519	7.369183
17	0.006007	81.13301	8.780250	2.717537	7.369199
18	0.006007	81.13300	8.780255	2.717542	7.369206
19	0.006007	81.13299	8.780256	2.717543	7.369209
20	0.006007	81.13299	8.780256	2.717543	7.369210

Les résultats des décompositions de la variance de l'erreur de prévision de l'IPC ht, montrent que les variables n'ont pas d'effets instantanés sur les prix en Haïti. Toutes les variables ne contribuent aucunement à la variance de l'erreur de l'inflation à la première période de prévision. Ainsi, il existe un délai de réaction avant que les prix ne s'ajustent suite à un choc au niveau du taux de change et des prix relatifs. Le nombre de retard de deux périodes traduit l'importance des effets d'anticipation qui existent dans la détermination

Les décompositions de la variance et les fonctions de réponses aux impulsions sont données en annexe.

de l'inflation et des taux de change. Ces variables ont un effet latent et un processus à mémoire qui existent dans la formation des ces séries dans le temps. Les agents économiques semblent former leurs anticipations, notamment concernant le taux de change, sur les informations passées et les données disponibles sur les comportements probables des marchés. En effet, le nombre de retard du modèle VAR(2) étant de deux (2), notons que si les effets des variations des prix relatifs et des taux de change apparaissent faiblement dès la seconde période de prévision, les anticipations avaient été réalisées évidemment deux périodes auparavant.

Les résultats du modèle indiquent que la principale variable qui agit sur les prix en Haïti est le taux de change. Celui-ci explique les prix en Haïti à hauteur de 6,16 % en moyenne dès la 3^e période de prévision pour se stabiliser à 7,36 %, ce qui révèle que la transmission de l'inflation s'opère à travers l'importation des biens, à travers les anticipations de dépréciation et les spéculations continues sur le taux de change, qui rendent celui-ci très volatil à court terme. L'effet des variations de change est très rapide, et ses contrecoups semblent persister pendant toutes les vingt (20) périodes de prévision (7.8 % des erreurs de prévisions de l'inflation dès la cinquième période de prévision).

Les résultats de l'estimation prouvent que les prix sont à la limite plus sensible, aux variations de l'IPC de la République Dominicaine qu'aux variations de l'IPC des États-Unis. En effet, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'IPC des États-Unis explique les prix en Haïti à hauteur de 2,71 % dès la septième période de prévision, contre 8,76 % pour la République Dominicaine à la même période. Nous pensons que cela peut être dû notamment à la proximité des relations commerciales qui existent entre Haïti et la République Dominicaine. Même si la nature informelle des échanges entre Haïti et la République Dominicaine reste difficile à estimer. Aussi, à partir de la troisième (3) période de prévision, les effets des prix en République Dominicaine sur les prix en Haïti, augmentent très rapidement (5,65 % de la variance de l'erreur de l'inflation dans la 3^e période de prévision, contre 8,54 % à la 5^e période de prévision, pour se stabiliser à 8,78 % à la 15^e période).

Conclusion

L'inflation en Haïti a connu une forte croissance depuis 1994 qui s'est accentuée pendant la période janvier à septembre 2003 et pendant la seconde moitié de la période sous étude, l'inflation est demeurée à deux chiffres. Dans ce travail, nous avons utilisé deux approches pour déterminer si les prix en Haïti étaient dus aux variations de prix relatifs, du coût de la vie de ses partenaires commerciaux les plus importants, ou aux variations du taux de change. Nous avons utilisé une approche descriptive qui a permis de déduire la relation qui existait entre les variables, ensuite, nous avons vérifié ce lien à partir d'un modèle VAR et des décompositions de variances. La simulation économétrique montre que l'inflation en Haïti dépend plus des dépréciations du taux de change que des variations des prix relatifs. Notamment parce que le taux de change d'une monnaie par rapport à une autre reflète, de manière plus prononcée, leurs valeurs réciproques sur les marchés financiers internationaux et non leurs valeurs intrinsèques pour un consommateur, au contraire de l'IPC qui peut être spécifique à une économie à ses consommateurs. Aussi, ce travail ne constitue pas une analyse des déterminants des origines de l'inflation en Haïti, mais un examen des influences de facteurs externes tels que les prix de nos partenaires commerciaux et du taux de change sur les prix en Haïti.

Bibliographie

- Banco de la Republica dominicana. (2005). « Indice de Precios al Consumidor Nacional, Serie Mensual », 1982-2005.
- Caetano S, Moura G , Da Silva S (2004) « Big Mac parity, income, and trade » Economics Bulletin, 2004, vol. 6, issue 12, pages 1-8
- Dupuis D, Tessier D(2000) “Une analyse empirique du lien entre la productivité et le taux de change réel Canada-É-U”. Bank of Canada Document de travail 2000-22 / Working Paper 2000-22
- Guerrin, B. (2002), « Dictionnaire d’analyse économique ». Paris, La découverte. « Repères ».
- Klaassen F (1999) “Purchasing Power Parity: Evidence from a New Test”. Center and Department of Economics Tilburg University.
- Krugman. P, Obstfeld M. (2001). « Economie internationale ». Paris, Deboek Université.
- Mankiw (2001) . « Macroéconomie ». Paris . Deboek Université.
- Mkenda B.K(2001) “An Empirical Test of Purchasing Power Parity in Selected African Countries - a Panel Data Approach”. Department of Economics Göteborg University SWEDEN Department Working Papers in Economics no 39.
- U.S. Department of Labor (2005). « Consumer Price Index for all urban consumers » . Bureau of Labor.
- Ubide A. (1997) : « Determination of inflation in Mozambique ». International Monetary Fund. WP/97/145/1977.

Les décompositions de la variance de l'erreur de prévision des différentes variables du modèle VAR

Décomposition de la variance de D(IPCHT):					
Period	S.E.	D(IPCHT)	D(IPCRD)	D(IPCUS)	D(TX)
1	0.005152	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.005448	96.01435	0.010238	0.440373	3.535035
3	0.005774	87.36159	5.651199	0.820425	6.166790
4	0.005909	83.78058	7.925757	1.485091	6.808573
5	0.005973	82.03901	8.541977	2.326200	7.092817
6	0.005997	81.37643	8.714898	2.672498	7.236179
7	0.006004	81.19449	8.768196	2.715403	7.321907
8	0.006006	81.14873	8.777298	2.716065	7.357905
9	0.006006	81.13957	8.776684	2.716075	7.367669
10	0.006006	81.13763	8.777015	2.716078	7.369281
11	0.006006	81.13648	8.778086	2.716130	7.369304
12	0.006006	81.13517	8.778999	2.716674	7.369158
13	0.006006	81.13411	8.779620	2.717172	7.369095
14	0.006007	81.13350	8.779989	2.717394	7.369114
15	0.006007	81.13320	8.780165	2.717479	7.369155
16	0.006007	81.13307	8.780231	2.717519	7.369183
17	0.006007	81.13301	8.780250	2.717537	7.369199
18	0.006007	81.13300	8.780255	2.717542	7.369206
19	0.006007	81.13299	8.780256	2.717543	7.369209
20	0.006007	81.13299	8.780256	2.717543	7.369210

Décomposition de la variance de D(IPCRD):					
Period	S.E.	D(IPCHT)	D(IPCRD)	D(IPCUS)	D(TX)
1	0.005613	0.177996	99.82200	0.000000	0.000000
2	0.006632	2.193712	92.15012	5.447215	0.208955
3	0.007203	2.102390	82.60970	15.05708	0.230830
4	0.007448	1.989684	79.78400	17.59902	0.627297
5	0.007541	2.016278	79.30331	17.51531	1.165101
6	0.007581	2.067444	79.04322	17.40542	1.483918
7	0.007595	2.070013	78.87931	17.44666	1.604010
8	0.007601	2.067266	78.79424	17.49139	1.647101
9	0.007602	2.067746	78.77143	17.49578	1.665044
10	0.007603	2.067928	78.76600	17.49446	1.671613
11	0.007603	2.068036	78.76451	17.49438	1.673075
12	0.007603	2.068231	78.76429	17.49429	1.673185
13	0.007603	2.068410	78.76419	17.49423	1.673169
14	0.007603	2.068482	78.76404	17.49429	1.673183
15	0.007603	2.068495	78.76391	17.49438	1.673211
16	0.007603	2.068497	78.76385	17.49442	1.673241
17	0.007603	2.068497	78.76382	17.49442	1.673262
18	0.007603	2.068497	78.76380	17.49443	1.673273
19	0.007603	2.068497	78.76380	17.49443	1.673278
20	0.007603	2.068497	78.76380	17.49443	1.673280

Décomposition de la variance de
D(IPCUS):

Period	S.E.	D(IPCHT)	D(IPCRD)	D(IPCUS)	D(TX)
1	0.000936	3.663149	2.092585	94.24427	0.000000
2	0.001032	10.36628	2.917140	86.68740	0.029181
3	0.001058	10.00513	2.777568	86.67218	0.545128
4	0.001078	9.839593	2.703599	86.84866	0.608144
5	0.001080	9.811807	2.953905	86.60007	0.634220
6	0.001082	9.836294	3.133920	86.33455	0.695239
7	0.001082	9.856823	3.176085	86.25381	0.713280
8	0.001083	9.850465	3.181179	86.25202	0.716339
9	0.001083	9.849029	3.183625	86.24866	0.718688
10	0.001083	9.848599	3.185563	86.24477	0.721066
11	0.001083	9.848505	3.186012	86.24338	0.722106
12	0.001083	9.848489	3.186011	86.24320	0.722298
13	0.001083	9.848506	3.186031	86.24315	0.722316
14	0.001083	9.848531	3.186052	86.24310	0.722319
15	0.001083	9.848531	3.186064	86.24309	0.722319
16	0.001083	9.848529	3.186074	86.24308	0.722319
17	0.001083	9.848528	3.186083	86.24307	0.722320
18	0.001083	9.848528	3.186087	86.24306	0.722322
19	0.001083	9.848528	3.186088	86.24306	0.722322
20	0.001083	9.848527	3.186088	86.24306	0.722323

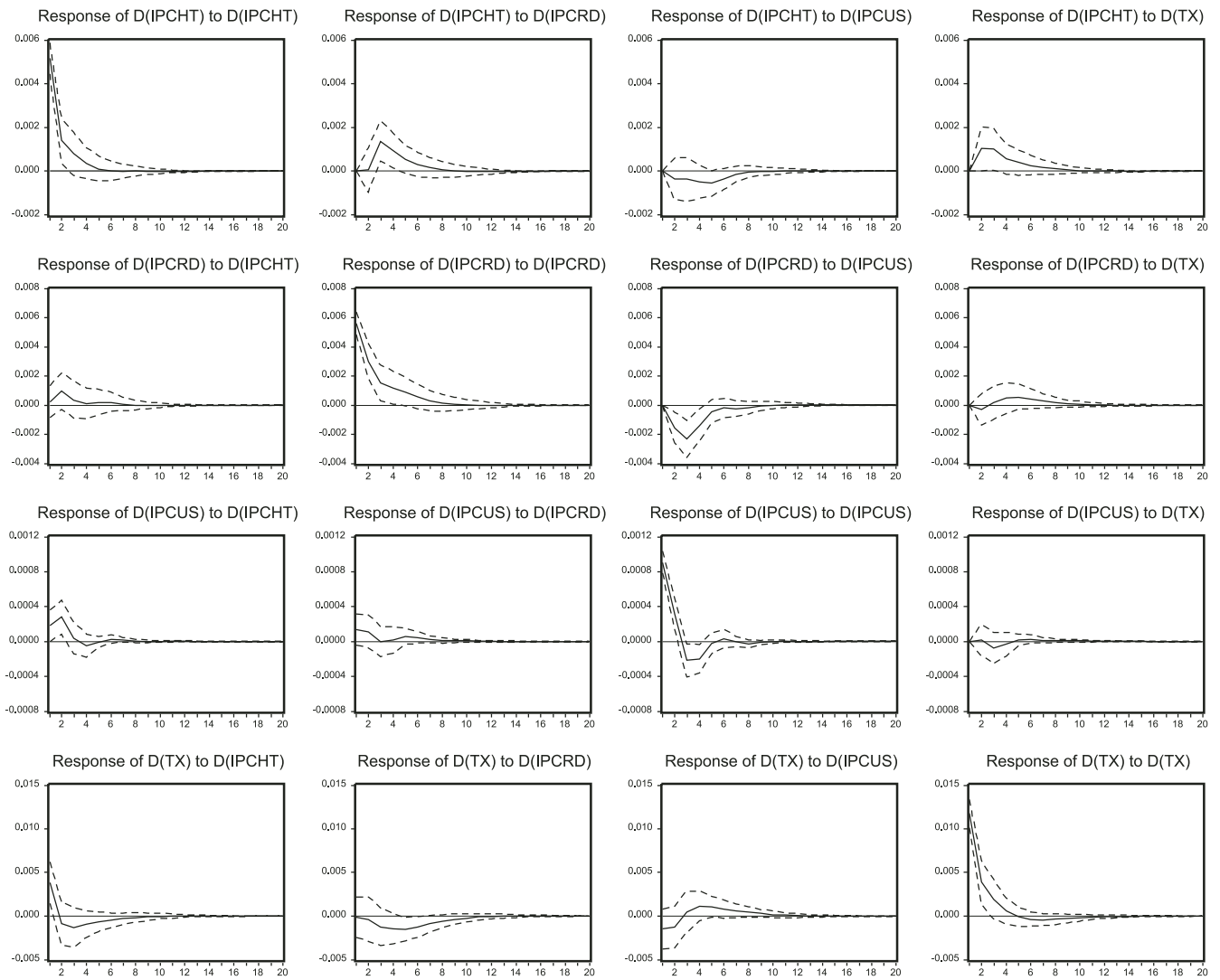
Décomposition de la variance de
D(TX):

Period	S.E.	D(IPCHT)	D(IPCRD)	D(IPCUS)	D(TX)
1	0.012471	9.505599	0.014269	1.419493	89.06064
2	0.013160	8.982996	0.094327	2.175663	88.74701
3	0.013434	9.566638	0.953740	2.204857	87.27477
4	0.013607	9.768486	2.093198	2.877084	85.26123
5	0.013747	9.795353	3.239624	3.420648	83.54437
6	0.013839	9.781113	4.002388	3.710954	82.50555
7	0.013892	9.755865	4.392504	3.881878	81.96975
8	0.013918	9.733255	4.558588	3.980446	81.72771
9	0.013929	9.720443	4.620760	4.023718	81.63508
10	0.013933	9.715160	4.640905	4.037274	81.60666
11	0.013934	9.713409	4.645965	4.040553	81.60007
12	0.013934	9.712964	4.646707	4.041205	81.59912
13	0.013934	9.712922	4.646694	4.041270	81.59911
14	0.013935	9.712958	4.646711	4.041258	81.59907
15	0.013935	9.712982	4.646790	4.041279	81.59895
16	0.013935	9.712988	4.646872	4.041314	81.59883
17	0.013935	9.712988	4.646930	4.041341	81.59874
18	0.013935	9.712985	4.646962	4.041357	81.59870
19	0.013935	9.712984	4.646977	4.041365	81.59867
20	0.013935	9.712982	4.646983	4.041368	81.59867

Ordre : D(IPCHT) D(IPCRD)
D(IPCUS) D(TX)



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



« Les Déterminants de la Rigidité des Prix à la Consommation en Haïti : une analyse empirique de 1996 à 2006 »

Christine Justinville

Résumé

Historiquement, la variation des prix au sein de l'économie haïtienne s'est effectuée à un rythme accéléré. Les facteurs communément reconnus comme éléments explicatifs de la hausse de l'inflation en Haïti, tels que le degré de report du taux de change, le financement monétaire du déficit public, la croissance de la masse monétaire, sont devenus au fil du temps des éléments entrant dans l'élaboration de la politique monétaire, dont l'un des objectifs est la stabilisation des prix au sein de l'économie. Toutefois, le phénomène de l'inflation doit aussi être appréhendé à partir de la dynamique des ajustements asymétriques et retardés des prix à la consommation par rapport à certains chocs, leur conférant une certaine rigidité à la baisse. Cette dernière s'assimile à un comportement asymétrique des prix, du fait qu'ils s'ajustent plus rapidement et dans une plus grande proportion à la hausse qu'à la baisse, suite à un choc sur l'offre ou la demande. Sur une période s'étalant d'octobre 1996 à avril 2006, nous avons donc étudié le comportement de l'indice général des prix, ainsi que les indices des différents postes composant le panier de consommation, puis procédé à une modélisation empirique de la rigidité observée dans les prix. Nos résultats ont révélé qu'il existe effectivement une rigidité des prix à la baisse, qu'elle est stimulée par les variations du taux de change, les anticipations de dépréciation de la monnaie locale, et dans une moindre mesure, par les chocs monétaires et les anticipations d'inflation. D'autres facteurs d'ordre structurel, tel le caractère oligopolistique de certains marchés locaux, et l'asymétrie d'information, sont de plus, d'un point de vue microéconomique, à la base de cette rigidité.

Mots-clés : Rigidité à la baisse, ajustement asymétrique, inflation, IPC.

Sommaire

Introduction	70
Cadre Théorique	71
Revue de littérature	72
Les déterminants microéconomiques de la rigidité des prix	72
Les déterminants macroéconomiques de la rigidité des prix	74
Cadre macroéconomique : le cas Haïtien.	75
Évolution des prix à la consommation	75
Évolution comparative de l'IPC haïtien	76
Les déterminants de la rigidité des prix	81
Modélisation empirique	82
Justification du choix des variables	82
Spécification et estimation du modèle	83
Modélisation des écarts d'ajustement dans les prix	87
Les résultats.	88
Conclusion	92
Bibliographie	92
Annexe	93

Introduction

Comprendre les mécanismes par lesquels les retards d'ajustement, ou rigidités, dans les prix sont générés est d'une importance capitale tant au niveau microéconomique que macroéconomique. Dans le premier cas, la compréhension de la dynamique des prix permet aux agents économiques (producteurs et consommateurs) de mieux réagir aux fluctuations de ces derniers. Et, d'un point de vue macroéconomique, le degré de flexibilité des prix joue un rôle non négligeable dans le comportement de certains agrégats économiques tels que l'emploi, la production, la qualité de vie de la population et l'inflation. Cette étude met l'accent sur l'importance de la rigidité des prix dans la persistance de l'inflation en Haïti. Jusqu'ici, la plupart des études concernant l'évolution des prix se sont axées sur la recherche des principaux déterminants de l'inflation et l'identification de ses types. La compréhension du phénomène de rigidité pourrait de ce fait apporter un nouvel éclairage dans la formulation de la politique monétaire. Ce, tout en permettant d'avoir une meilleure connaissance des catégories de biens les plus résistants à un ajustement de prix à la baisse.

L'idée centrale de ce document est que les prix –en l'occurrence les prix à la consommation- sont rigides à la baisse. Cette rigidité serait en grande partie causée par certaines frictions du marché des biens et services (chocs sur l'offre et la demande), des facteurs structurels (asymétrie d'information, absence de régulation et de système de protection du consommateur haïtien, inexistence de marchés concurrentiels), les anticipations des agents et la composition même du panier de consommation. Dans le cadre de ce travail, nous avons d'abord procédé à une revue de la littérature sur la rigidité des prix, une analyse statistique du comportement de l'IPC, puis une modélisation empirique en vue d'étayer nos hypothèses.

Cadre théorique

Le concept de rigidité des prix.

La rigidité des prix (et des salaires) est un phénomène assez connu. Elle est définie comme étant la résistance d'un prix à s'ajuster à la hausse ou à la baisse suite à un choc sur l'offre ou la demande. Le terme a été pour la première fois utilisé par David Hume, un économiste classique¹ (1752), mais sa paternité est plutôt attribuée à John Maynard Keynes (1883-1946). Ce dernier a utilisé ce concept comme postulat pour expliquer les fluctuations économiques à court terme et la sous-utilisation du capital et du travail. Selon Keynes, chaque producteur imparfaitement informé sur la politique de prix pratiquée par ses concurrents fixe à l'avance son prix et attend la réalisation de la demande à ce prix. Des révisions seront par la suite effectuées si la demande effective s'est réalisée ou non conformément à ses attentes. Cependant, en raison de la prédétermination des prix, ceux-ci ne réagissent pas immédiatement à un choc sur l'offre ou la demande des biens, d'où une certaine rigidité à court terme. En outre, dans un environnement inflationniste, les révisions sur les prix seront plus fréquentes à la hausse qu'à la baisse.

Plus tard, le phénomène de rigidité des prix sera assimilé par la Nouvelle Economie Keynésienne au terme de viscosité, pour montrer que les prix finissent toujours par s'ajuster mais avec retard. Ces retards d'ajustement impliquent que les chocs sur la demande et l'offre se traduisent par des effets réels importants sur la production et l'emploi.

Les tenants de cette école ont en outre opéré une décantation entre les rigidités réelles et les rigidités nominales. Une rigidité est dite nominale lorsqu'elle empêche le niveau des prix de s'ajuster de façon à épouser les fluctuations nominales de la demande. Les prix et les salaires s'éloignent alors de leurs valeurs optimales (frictionless values) et le vecteur des prix et salaires relatifs, les marges de profit, la production et l'inflation ne se trouvent plus aux niveaux maximisant le bien-être. Une rigidité est dite réelle lorsqu'un prix est rigide par rapport à un autre ; tout choc sur la demande induira de faibles variations dans les prix relatifs et des écarts prononcés dans les quantités produites.

Cependant, l'hypothèse de rigidité des prix ne s'applique pas à tous les marchés : ce phénomène est visible dans un certain nombre de marchés dits à prix fixes (dépôts bancaires, produits agricoles, marché du travail²) tandis que les prix sont par essence flexibles dans d'autres (marchés financiers, marché des changes). Pour l'histoire, le phénomène de rigidité des prix a été prédominant lors de la Première Guerre Mondiale aux Etats-Unis et a atteint plusieurs pays notamment la France, Le Royaume-Uni et le Japon avant 1914³. Par ailleurs, plusieurs études ont souligné l'existence actuelle d'une certaine rigidité à la baisse des prix dans la zone euro, par comparaison avec les Etats-Unis⁴.

¹L'une des théories de Hume était que l'ajustement lent des prix explique les variations induites par la monnaie sur la production dans le court terme.

²« Asymmetric Price Adjustment : Microfoundations and Macroeconomic Implications ».

³Gordon, 1981.

⁴« Sticky Prices in the Euro Area : a summary of new micro evidence », Luis Alvarez et al, Banque de France, 2005.

Revue de la littérature

Il existe une littérature assez large sur l'importance de la rigidité des prix et des salaires dans une économie. La plupart des travaux traitant le sujet s'intéressent surtout à ses impacts sur l'inflation et sur la production. D'autres l'utilisent comme pré-requis pour expliquer le fonctionnement de certains marchés. Ball et Mankiw (1995), Balke et Wynne (1996) ont utilisé la corrélation entre la moyenne des changements des prix et leur degré d'asymétrie (skewness) pour établir une distinction entre les catégories de biens dont les prix sont rigides et les biens à prix flexibles. Par ailleurs, Peltzman (2000) a pu relever que les asymétries dans les prix sont fortes, persistantes et durables autant que dans les prix à la consommation qu'à la production, et existent aussi bien dans les périodes de haute ou de faible inflation.

Les facteurs explicatifs de la rigidité des prix identifiés par les économistes sont nombreux et relèvent de fondements microéconomiques et macroéconomiques. En effet, la fixation des prix est l'apanage exclusif des entreprises, lesquelles fournissent les produits qui constituent par conséquent l'offre sur le marché des biens et services. La détermination d'un prix et son degré de flexibilité résulteraient de leur politique de prix et d'emploi, de l'évolution de leurs coûts, de leurs chiffres d'affaires, de la demande des biens et de la concurrence prévalant sur le marché. Cependant, les prix évoluent aussi en fonction de l'état de santé de l'économie et de l'évolution de certains agrégats macroéconomiques. Ils réagissent par exemple à l'orientation de la politique monétaire, à un choc externe sur la demande globale, à une période d'expansion ou de récession de l'économie. Aussi, le degré de flexibilité augmente ou diminue en fonction des déterminants suivants :

? **Les déterminants microéconomiques de la rigidité des prix**

i. Les coûts induits par ajustement

L'une des sources identifiées par les économistes est l'existence des « coûts de menu » ou coûts d'étiquetage qu'implique généralement un changement de prix : impression de nouvelles listes de prix, de nouveaux catalogues, le temps passé à renégocier les contrats d'achats et de ventes avec les fournisseurs et les clients (Barro, 1972 ; Mankiw, 1985 ; Akerlof et Yellen, 1985). En général, suite à un choc économique induisant une baisse des prix, les entreprises doivent opérer un choix : subir le coût d'une baisse des prix –celle-ci générant par conséquent des coûts de menu et une réduction du revenu par unité de bien vendue- ou faire face aux coûts induits par le maintien ou une hausse de leurs prix nominaux. Ces auteurs soutiennent que le coût d'ajustement des prix à la baisse est largement supérieur au coût subi par l'entreprise si elle maintient ses prix rigides en cas de chocs négatifs sur la demande. Ainsi, à chaque friction ressentie par le marché, les entreprises préféreront augmenter leurs prix, d'où à la longue la persistance d'une rigidité à la baisse des prix.

ii. La structure oligopolistique

Dans les marchés caractérisés par une concurrence imparfaite, les entreprises ne sont pas « price takers » mais plutôt « price makers ». Les prix sont par conséquent établis suite à des interactions et décisions

stratégiques des entreprises et par souci de garantir un certain niveau de profits. Un accord tacite est alors souvent établi entre les firmes pour maintenir les prix au-dessus d'un niveau optimal. De ce fait, le phénomène de rigidité des prix à la baisse serait caractéristique d'un marché oligopolistique ou monopolistique. Ça a été le cas, par exemple, du marché de téléphonie mobile en Haïti composé de 3 compagnies desservant près de 8 millions d'habitants pendant 5 ans, jusqu'à l'arrivée d'un nouveau concurrent.

iii. Le mark-up pricing et la politique optimale des prix

Les conclusions de plusieurs enquêtes convergent vers l'idée que les entreprises hésitent davantage à baisser leurs prix qu'à les augmenter. D'une part, en raison de l'interdépendance existant entre les firmes, ces dernières retardent le plus longtemps que possible le moment de baisser les prix pour ne pas être les premières à le faire et inciter ainsi les autres à en faire autant. Par ailleurs, la politique de prix optimale des entreprises consiste à augmenter leur mark-up quand les coûts marginaux diminuent. En effet, le prix d'un produit est fonction du coût marginal et de la marge de profit (taux de majoration). Une hausse des coûts de production se répercute dans les prix affichés par les producteurs de manière à accroître leurs marges de profit. Mais, inversement, en cas de baisse générale des coûts, les entreprises peuvent choisir d'absorber cette diminution par le maintien de leurs prix au statu quo au lieu de les ajuster à la baisse, en augmentant leur taux de majoration.

iv. Les marchés de clientèle et l'asymétrie d'information

Les entreprises d'une même industrie (i.e. vendant un bien similaire) détiennent un certain pouvoir de monopole, en raison du coût élevé de recherche auquel fait face le consommateur pour obtenir des informations sur le plus faible prix du marché. Dans un tel contexte, suite à un choc générant une baisse générale des prix, une entreprise n'a aucun intérêt à rajuster ses prix vu que le consommateur satisfait n'ira pas ailleurs car cela impliquerait des coûts de recherche (rigidité à la baisse). Par contre, s'il y a un grand nombre de firmes, une entreprise a intérêt à ne pas modifier ses prix étant donné le signal négatif lancé aux consommateurs qui seraient incités à changer de magasin (rigidité à la hausse)⁶.

v. Le prix en tant qu'indicateur de qualité

Les prix, en plus d'être un indicateur de la valeur d'un produit, sont aussi interprétés par les consommateurs comme étant un signal de la qualité du bien. Un consommateur, par exemple, est disposé à payer plus cher une voiture flambant neuve qu'une voiture d'occasion. Par conséquent, en situation d'asymétrie d'information, les consommateurs risquent d'interpréter une réduction des prix comme une détérioration de la qualité du produit, comportement qui incite les entreprises à ne pas baisser leurs prix. (Stiglitz, 1987).

⁶Selon la formule $P = C_m \left(\frac{1}{1-\eta} \right)$, η étant l'élasticité de la demande, C_m le coût marginal, et P , le prix. C_m dépend, dans une certaine mesure, de facteurs exogènes à l'entreprise, tandis que cette dernière peut agir plus librement sur le taux de majoration.

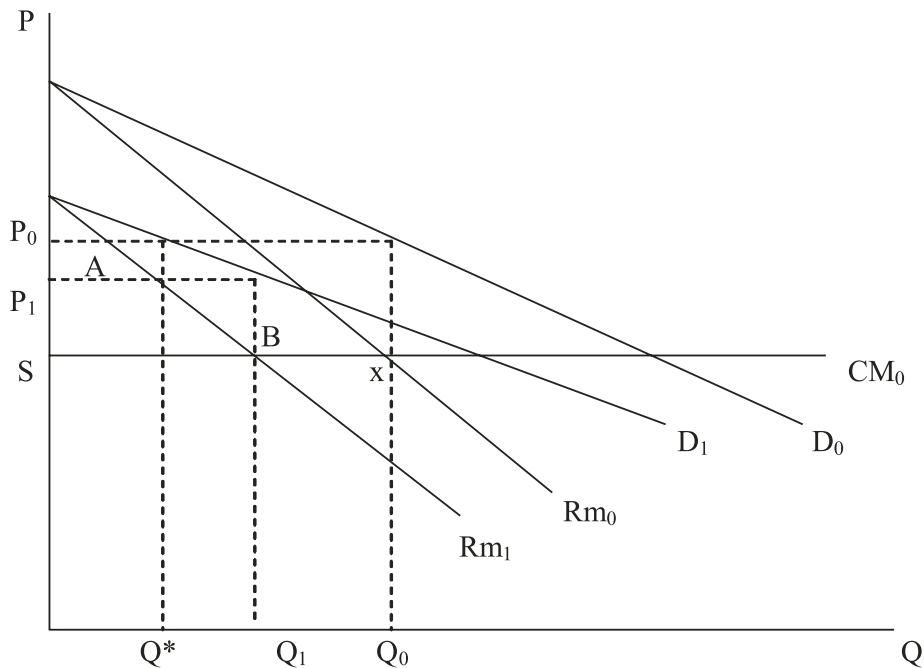
⁶Mc Donald, 1992

Les facteurs microéconomiques relèvent des décisions prises par les entreprises en tant que « price makers » dans leurs politiques de prix. Mais en général, il existe des chocs tels que l'orientation de la politique monétaire, les fluctuations des prix internationaux, les chocs sur la demande extérieure ou sur la productivité, des périodes de récession agissant sur le niveau de flexibilité des prix et contribuant ainsi à la rigidité des prix dans une économie. Ces chocs peuvent être transitoires et n'avoir qu'un effet brusque mais passer sur l'évolution des prix, ou permanents en modifiant de façon drastique et durable le niveau général des prix. Par exemple, le choc pétrolier en 1979 a induit une hausse drastique des taux d'intérêt internationaux par les créanciers privés et maintenu leur rigidité à la baisse, provoquant par la suite une crise d'endettement au début des années 80. Suite à la baisse simultanée des cours mondiaux du pétrole et des matières premières, les revenus d'exportation et la balance des paiements des pays en voie de développement importateurs de pétrole se sont détériorés. En réaction aux signaux négatifs lancés par la flambée du pétrole, les banques créancières ont relevé leurs taux d'intérêt et resserré leurs conditions d'emprunt, précipitant ainsi une crise qui s'étendra sur plus d'une décennie.

A titre d'illustration, le mécanisme de transmission des chocs macroéconomiques sur la rigidité des prix peut être expliqué comme suit. Dans un marché de concurrence imparfaite, un choc négatif sur la demande globale déplace la courbe de demande d'une entreprise vers la gauche (de D_0 à D_1) et réduit sensiblement le profit de l'entreprise. Celle-ci alors ne gagne rien à modifier ses prix. Avant le choc négatif sur la demande, le prix et la production maximisant le profit sont donnés par l'égalisation de la recette marginale (RM_0) avec le coût marginal (CM_0) au point X ; on a donc P_0 et Q_0 . La réduction de la demande entraîne une forte baisse du profit de l'entreprise considérée. Dès lors que celle-ci subit un coût d'ajustement de prix, elle peut décider de maintenir l'ancien prix P_0 au lieu de considérer le prix optimal P_1 . Par contre, au lieu de diminuer sa production de Q_0 à Q_1 , elle la réduit à Q^* . L'entreprise augmenterait son profit de $B-A$ en réduisant son prix de P_0 à P_1 . Si le coût de menu est supérieur à $B-A$, l'entreprise ne réduira pas ses prix.

Graphique 1

Ajustement des prix en concurrence monopolistique



Le Cas Haïtien : La rigidité à la baisse des prix à la consommation

Etude de l'évolution de l'IPC en Haïti

Au cours des 10 dernières années, la situation économique haïtienne est restée dominée par la détérioration des fondamentaux macroéconomiques dans un contexte socio-politique défavorable. La timide reprise amorcée après le rétablissement de l'ordre constitutionnel en 1994 fut interrompue quelques années plus tard par les bouleversements politiques qui n'ont fait qu'exacerber les multiples déséquilibres dont souffre le pays. La chute de la production locale reflète l'aggravation des rigidités structurelles de production (faible niveau technologique, manque d'infrastructures, insuffisance du crédit, etc.) et le faible niveau de productivité de l'économie. Ainsi, le taux de croissance moyen annuel du produit intérieur brut est passé de 2,05 % de 1996 à 2000, à -0,53 % de 2001 à 2005. Par ailleurs, l'équilibre entre l'offre et la demande globales, soutenu davantage par l'augmentation des importations que par une croissance durable de la production intérieure brute, est souvent destabilisé par des chocs exogènes tant internes qu'externes⁷. Ces divers chocs, exerçant soit des contractions soit des hausses sur l'offre et/ou sur la demande selon le cas, se répercutent en général sur le comportement des prix à la consommation.

En effet, l'IPC (indice des prix à la consommation) a augmenté à un rythme exponentiel, en glissement annuel, passant de 29,84⁸ en octobre 1996 à 127 en avril 2006, soit plus du triple de sa valeur initiale en moins de 11 ans. Cette évolution rapide a été exacerbée au fil du temps par des fluctuations conjoncturelles qui n'ont fait qu'accélérer le rythme de progression de l'inflation. Ainsi, en rythme annuel, la variation des prix a presque doublé : elle est passée de 11,51 % en moyenne par mois de novembre 1998 à juillet 2002 pour atteindre 22,21 % en moyenne par mois de août 2002 à avril 2006. En d'autres termes, l'inflation a crû plus rapidement qu'il y a 4 ans.

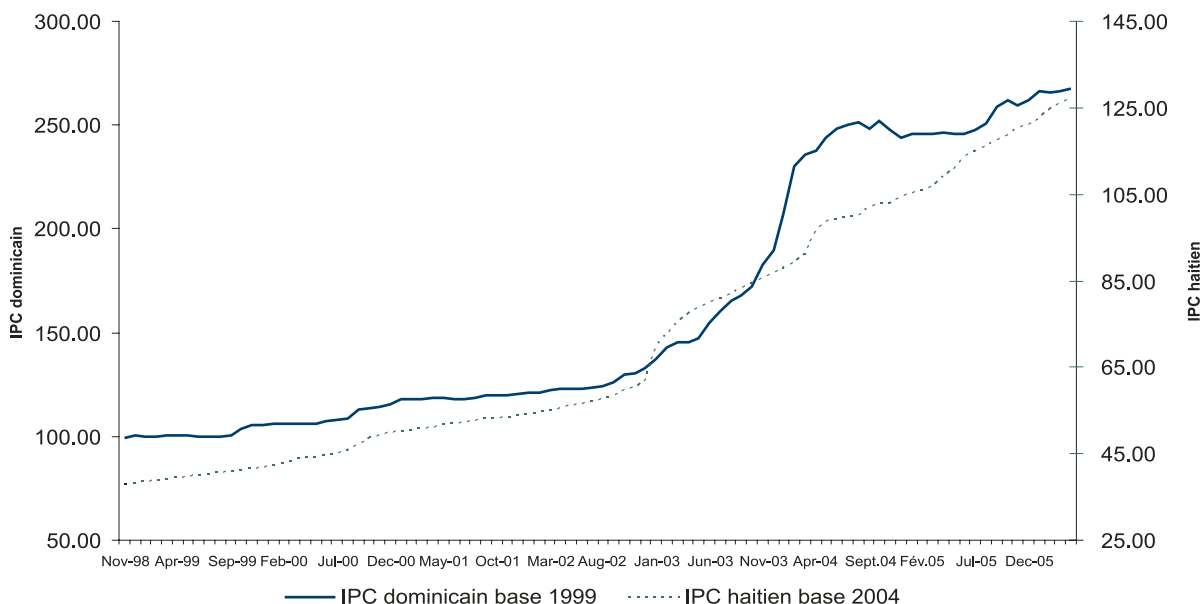
⁷Nous pouvons citer : la hausse des prix des produits pétroliers, attentats terroristes, rumeur de conversion des dépôts de dollars en gourdes, généralisation de l'insécurité, etc.

⁸Indice raccordé en fonction de la nouvelle base août 2004=100.

Evolution comparative de l'IPC par rapport à la République Dominicaine et Trinidad

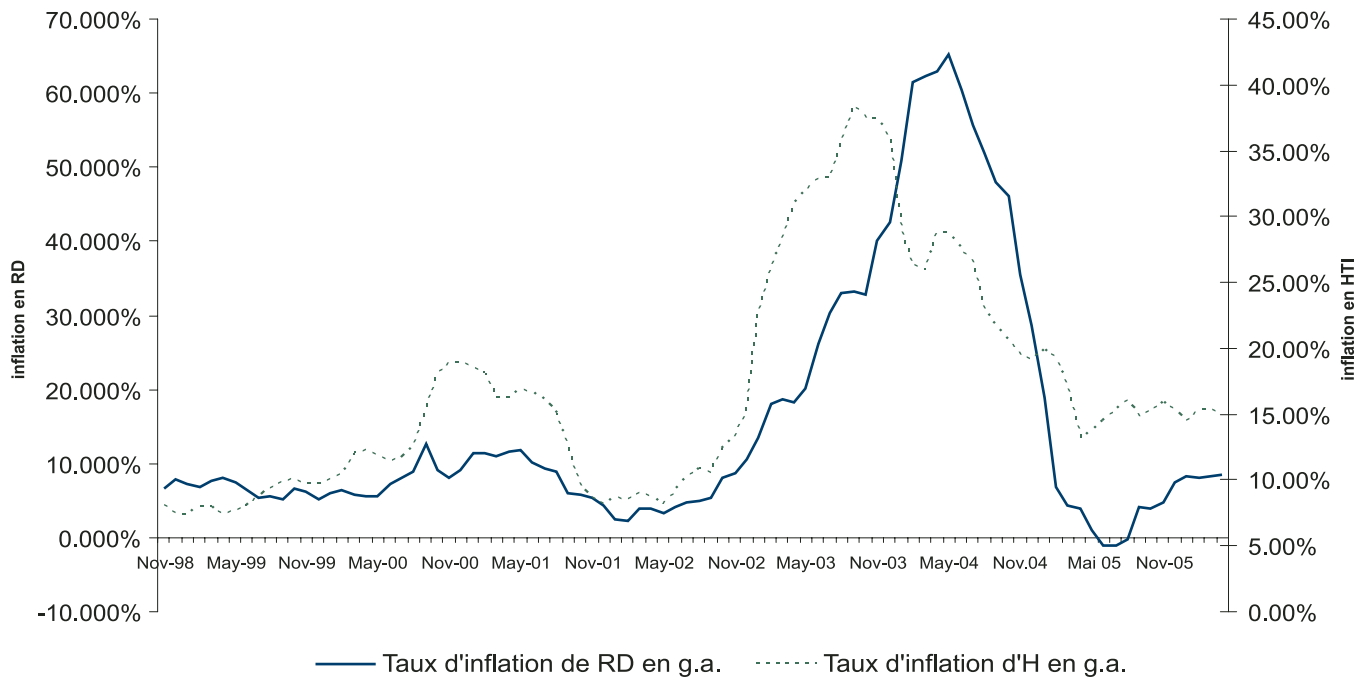
Pour avoir une meilleure idée de l'évolution des prix à la consommation en regard d'autres pays caribéens, nous avons comparé l'évolution de l'IPC haïtien à ceux de la République Dominicaine (notre plus proche voisin et l'un de nos principaux partenaires commerciaux) et d'un autre pays caribéen, Trinidad et Tobago. Une comparaison a aussi été effectuée par rapport à un prix typiquement flexible, le taux de change haïtien. De par une analyse graphique, nous avons pu constater que l'IPC haïtien présente une variabilité légèrement plus élevée que celle de l'IPC dominicain. De même, leur rythme de croissance semble similaire jusqu'à un certain niveau, ce qui laisse supposer peu de différences dans le degré de flexibilité de l'IPC des 2 pays. Par contre, comparativement à l'IPC trinidadien, l'IPC haïtien croît plus rapidement et plus fortement (avec un rythme de croissance annuel de 16,86 % en moyenne de novembre 1998 à avril 2006 contre 4,58 % en moyenne à Trinidad). La variabilité de l'IPC haïtien est tout autant relativement faible. Le même constat s'applique comparativement au taux de change. Celui-ci paraît plus flexible et plus volatile que le niveau général des prix à la consommation. A priori, nous pouvons supposer une rigidité relative de l'IPC à la baisse.

Graphique 2
Evolution de l'IPC haïtien et dominicain



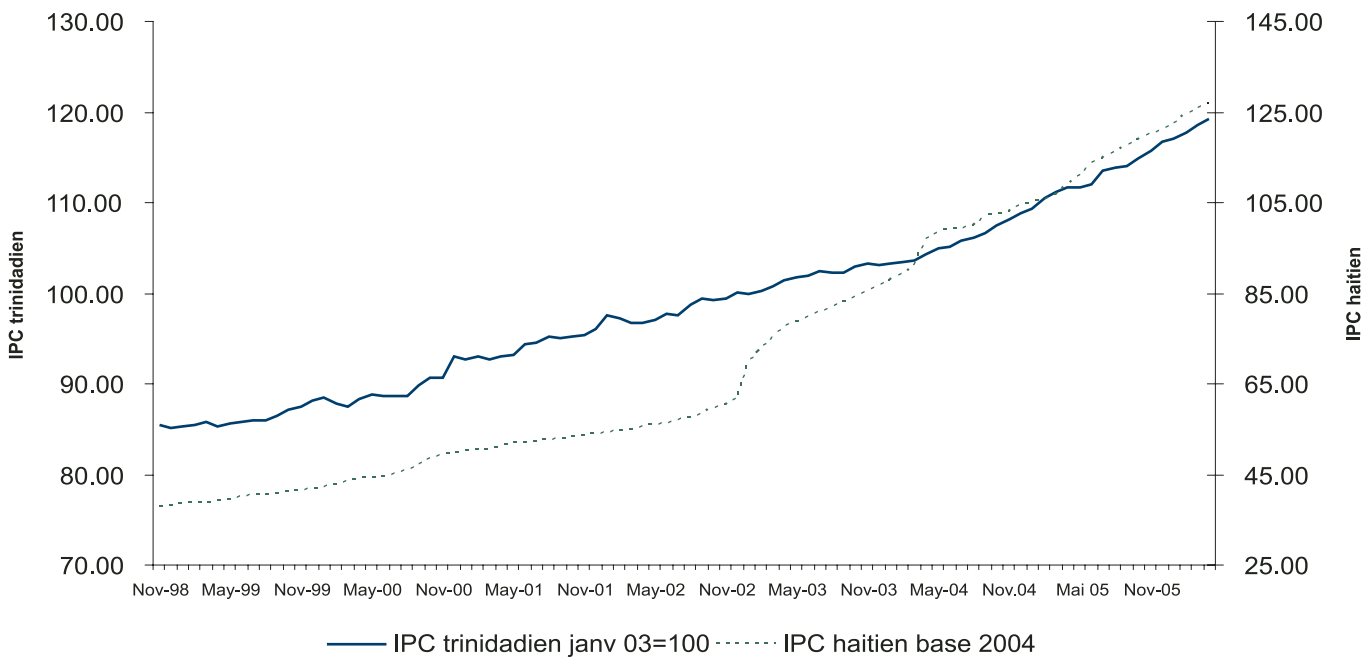
Sources : Direction Monnaie et Analyse Economique (BRH) et Banque Centrale de la République Dominicaine

Graphique 3
Evolution des taux d'inflation en Haïti et en République Dominicaine



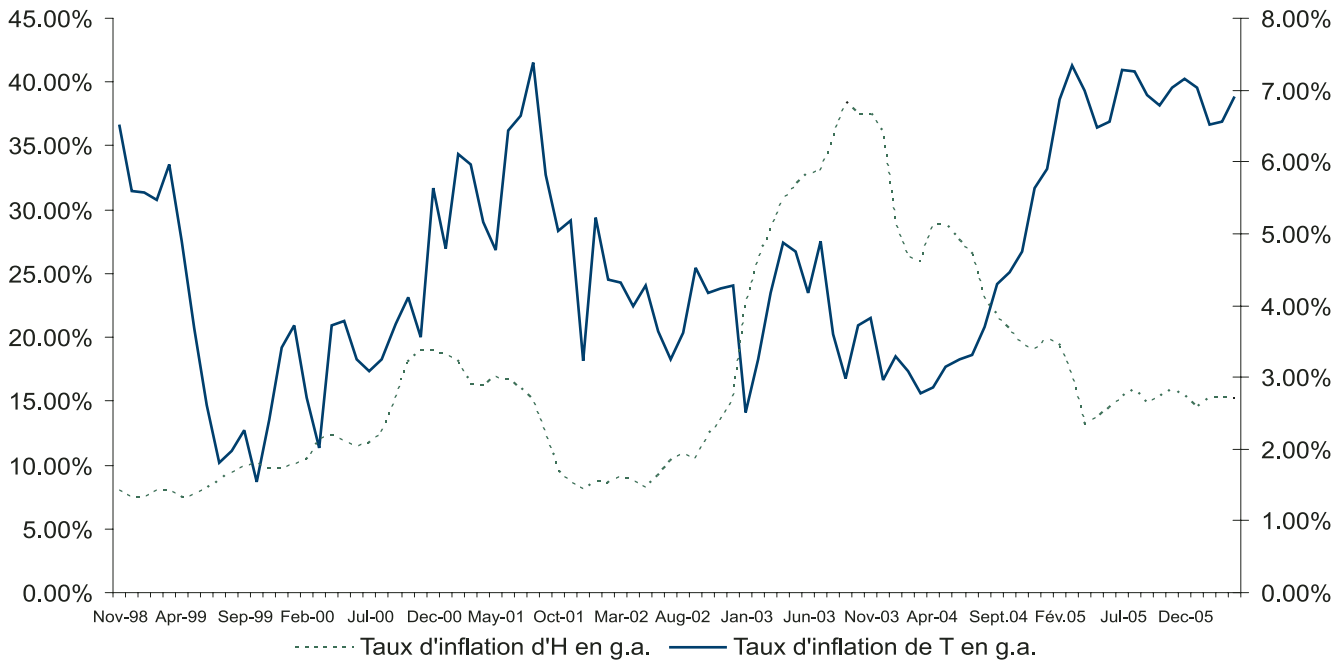
Sources : Direction Monnaie et Analyse Economique (BRH) et Banque Centrale de la République Dominicaine

Graphique 4
Evolution de l'IPC haïtien et trinitadien



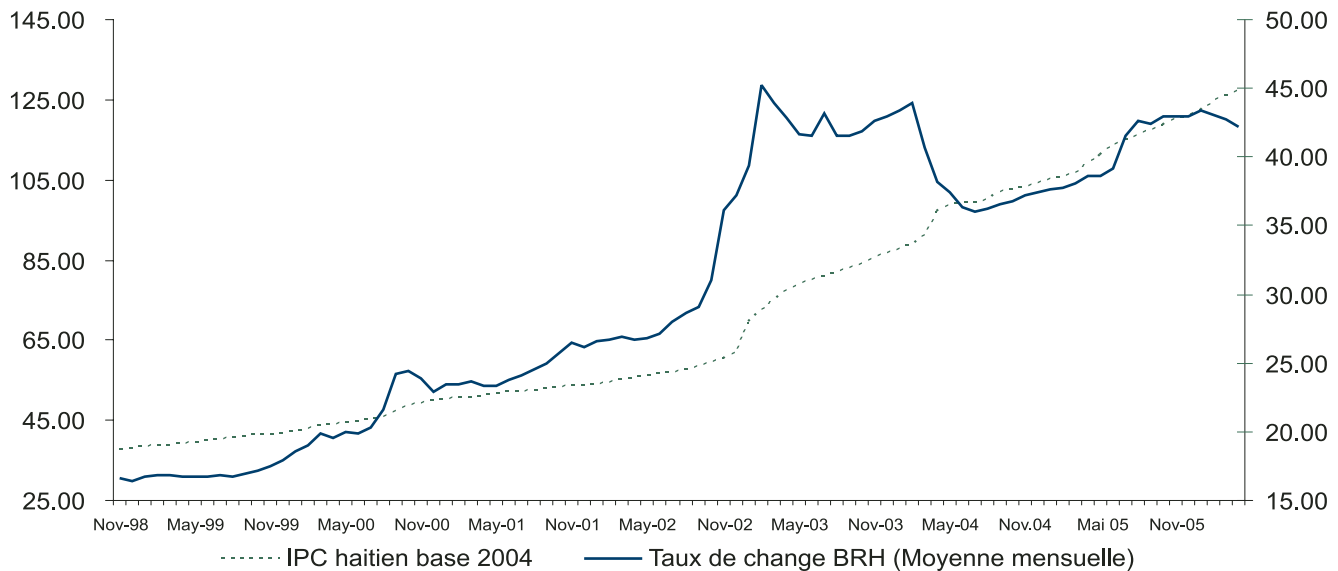
Sources : Direction Monnaie et Analyse Economique (BRH) et Banque Centrale de Trinidad et Tobago

Graphique 5
Evolution des taux d'inflation en Haïti et à Trinidad



Sources : Direction Monnaie et Analyse Economique (BRH) et Banque Centrale de Trinidad et Tobago

Graphique 3
Evolution comparée de l'IPC haïtien et du taux de change



Source : Direction Monnaie et Analyse Economique (BRH)

Plus loin, nous avons étudié les fréquences de variations et la durée moyenne de la stabilité des prix à la consommation. Cette approche s'inspire des méthodes de calcul utilisées par plusieurs chercheurs en vue de mesurer la rigidité de certains prix. Ils retiennent en général 2 approches : l'approche par les fréquences de changements des prix et l'approche par la durée de stabilité des prix⁹. L'approche par la durée mesure la durée (en général le nombre de mois) au cours de laquelle le prix d'un bien demeure inchangé tandis que l'approche de la fréquence (dont la fonction est l'inverse de celle de la durée) relève le nombre de fois que les prix changent au cours d'une période donnée. Dans un premier temps, en comparant les fréquences mensuelles et annuelles de hausse et de baisse des prix durant les 10 dernières années, par groupes de dépenses, nous avons pu remarquer que :

- 1) L'économie haïtienne n'a connu aucun cas de déflation pendant la période sous-étude, bien que certaines périodes de décélération de la croissance de l'IPC ont pu être observées.
- 2) Le pourcentage de variation des prix à la baisse est très faible, à hauteur de 5 à 8 % du total des fréquences¹⁰.

Les postes dont les prix opposent une moindre résistance à la baisse sont le groupe «Alimentation, boissons et tabac» qui occupe le poids le plus élevé dans le panier de consommation moyen¹¹ (50,35 %) et le groupe «Loisirs, spectacles, enseignement et culture» (5,84 %) de l'IPC.

Tableau 1
Fréquences de variations des prix à la baisse (variations mensuelles¹²)

	97	98	99	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Total
Indice général											
Alimentation, boisson et tabac	0	0	3	2	0	1	0	2	1	0	9
Habillement, tissus, et chaussures	3	2	0	0	0	0	0	0	1	0	6
Loyer, énergie, eau	2	0	1	0	0	0	1	1	1	0	6
Aménagement, entretien, logement	2	2	1	0	0	0	0	1	0	0	6
Santé	1	0	1	0	0	0	0	0	1	0	3
Transport	0	0	1	0	0	1	1	0	0	2	5
Loisir, enseignement, et culture	0	0	1	1	0	0	0	1	3	1	7
Autres biens et services	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	3

⁹ « Consumer Price Setting In Italy », Silvia Fabiani, Angela Gattuli et al., Banque d'Italie, juin 2005. Des études similaires ont été effectuées dans le cas de la France, du Japon et du Luxembourg.

¹⁰Nous avons considéré ici les fréquences de variation de l'indice de chaque groupe de dépenses et non les fréquences de variation des prix de chaque produit

¹¹Ceci serait dû au fait que ce groupe est composé d'un grand nombre de produits volatiles.

¹²De octobre 2005 à avril 2006.

Tableau 2

Fréquences de variations des prix à la hausse (variations mensuelles)

	97	98	99	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Total
Indice général des prix	12	12	12	12	12	12	12	12	12	7 ¹	115
Alimentation, boisson et tabac	12	12	9	10	12	11	12	10	11	7	106
Habillement, tissus, et chaussures	9	10	12	12	12	12	12	10	11	7	109
Loyer, énergie, eau	10	10	11	12	12	12	11	11	11	7	109
Aménagement, entretien, logement	10	10	11	12	12	12	12	11	12	7	109
Santé	11	12	11	12	12	12	12	12	11	7	112
Transport	12	12	11	12	12	11	11	12	12	5	110
Loisir, enseignement, et culture	12	12	11	11	12	12	12	11	9	6	108
Autres biens et services	12	11	12	12	12	12	12	12	11	6	112

Dans un second temps, nous avons calculé la durée moyenne de stabilité des prix à la consommation par catégories, en utilisant l'une des formules établies par l'approche de la durée :

$$D = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{n_j} \sum_{s=1}^{N_{sj}} d_{js}$$

avec j pour le j^{ième} produit, s : une séquence ininterrompue de prix fixes, d_{js} la durée d'une séquence pour le produit j, N_{sj} le nombre de séquences totales de prix pour le produit j. (voir annexe)

En général, les prix en Haïti sont rarement stables ; de plus, il existe une faible hétérogénéité par catégories, c'est-à-dire un faible écart au niveau des fréquences de changements des prix entre les différentes catégories. Par ailleurs, la durée moyenne de stabilité des prix, toutes catégories confondues, est très minime (1,1 mois). Les postes les moins sujets à une variation sont les groupes «Loyer du logement, énergie et eau» (avec une durée moyenne de stabilité de 1,2 mois) et «Loisirs, spectacles, enseignement et culture» (1,8 mois). Le poste «Alimentation, boissons et tabac» qui pourtant présente la plus faible résistance aux ajustements de prix à la baisse varie tous les mois. (voir annexe)

En compilant les résultats de nos calculs, nous pouvons déduire que :

- 1) Les prix à la consommation en Haïti ne sont pas visqueux et ont une forte fréquence de variation. En général, les prix fluctuent presque tous les mois et ceux les moins instables prennent entre 1,2 et 1,8 mois avant de varier.
- 2) Il existe une certaine homogénéité au niveau des fréquences de variation des prix par catégories.
- 3) En dépit d'une forte propension au changement, les prix à la consommation sont rigides à la baisse (ils augmentent beaucoup plus qu'ils ne diminuent). Au niveau des groupes de dépenses, le poste dont

les prix sont les moins rigides à la baisse est le groupe «Alimentation, boisson et tabac», et celui dont les prix sont les plus rigides à la baisse est le poste «Santé». Cette différence peut s'expliquer par le fait que le marché des produits alimentaires est très diversifié et où le biais d'information est peu élevé (les consommateurs peuvent facilement comparer les prix pratiqués par les entreprises). A l'inverse du secteur médical où d'une part les soins de meilleure qualité ne sont pas accessibles à tous, et d'autre part, les honoraires et les prix des produits sont fixés dans une certaine mesure de façon arbitraire

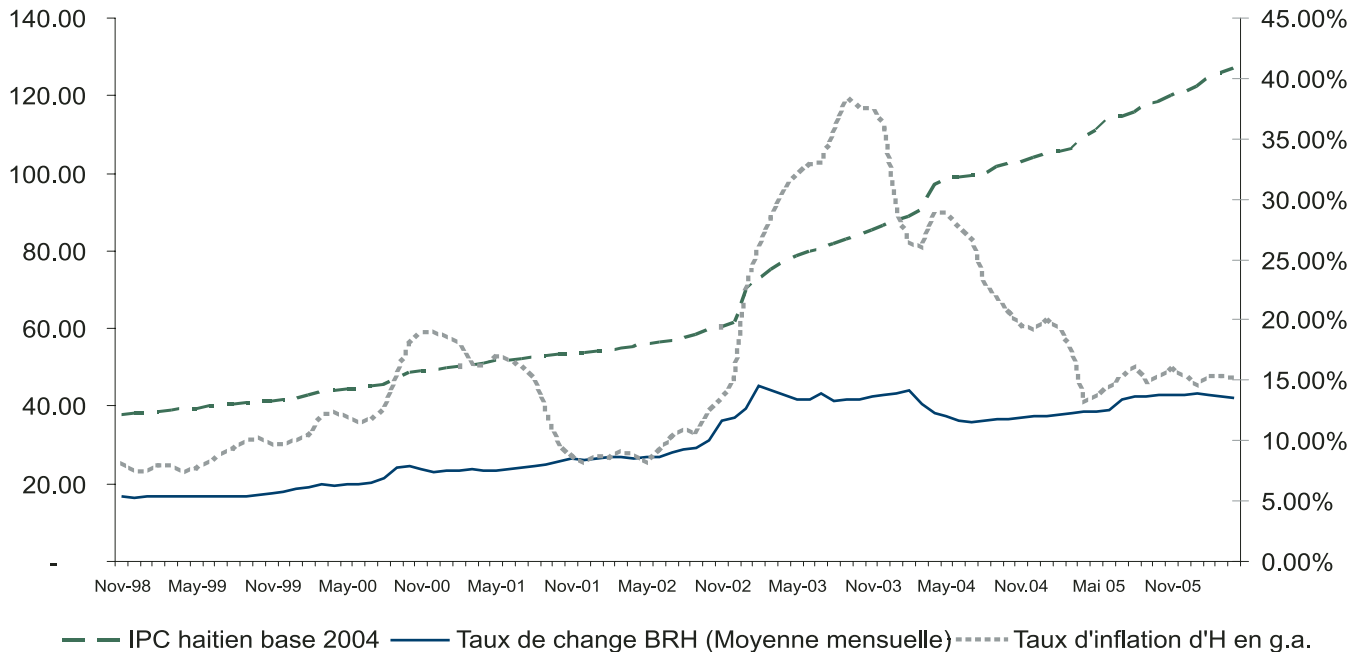
Les déterminants de la rigidité à la baisse des prix à la consommation

Le phénomène de rigidité à la baisse des prix en Haïti est imputable à des faiblesses structurelles caractérisées par le caractère oligopolistique des marchés locaux, les chocs exogènes sur l'offre et la demande globales, le manque de régulation et l'absence de protection du consommateur par l'Etat haïtien, l'inélasticité de la demande des biens de première nécessité, l'inflation anticipée par les agents économiques, les assymétries informationnelles et les variations du taux de change.

En effet, plusieurs facteurs ont pu, au fil des années, exercer des chocs positifs ou négatifs sur la courbe d'offre ou de demande et provoquer une réaction des prix et les maintenir à un niveau élevé. A titre d'illustration, la décision prise par le gouvernement d'appliquer un mécanisme d'ajustement flexible des prix à la pompe à toute variation sur le marché international (en janvier 2003) a rendu l'IPC plus sensible aux fluctuations des prix du pétrole. D'un autre côté, les marchés locaux sont en grande partie oligopolistiques : il n'existe qu'une poignée de producteurs ou de firmes qui dominent les marchés, fixent les prix et détiennent presque toute l'information sur les fluctuations des marchés, au grand dam des consommateurs non-protégés d'ailleurs par aucune instance légale. Et en général, ces oligopoles s'entendent pour fixer un prix minimum ou provoquer une rareté de leurs produits ou restreindre leurs services (rareté artificielle) de manière à maximiser leur marge de profit pour prévenir tout risque lié aux incertitudes du marché (insécurité, hausse des coûts, etc.). Aussi, quand pour une raison ou une autre, les prix augmentent, ils ne se réajustent pas en fonction du jeu de l'offre et de la demande, mais restent dans la majorité des cas au même niveau. Dans ce même ordre d'idées, puisqu'elles évoluent dans un environnement inflationniste, quand les firmes anticipent une hausse de l'inflation, elles n'ont aucun intérêt à baisser leurs prix et les gardent élevés (phénomène du surajustement des prix). Cette stratégie se révèle d'ailleurs très efficace compte tenu d'une part, de l'asymétrie d'information dont souffre le consommateur concernant certains secteurs (certaines entreprises dont les pharmacies n'affichent pas en général leurs prix, ou encore les tarifs proposés par les entreprises offrant des services, par exemple, les travaux de construction), et d'autre part de l'inélasticité de la demande des produits de première nécessité. Par ailleurs, les prix se montrent très sensibles aux fluctuations à la hausse du taux de change, lesquelles contribuent à les rendre moins flexibles. Cette situation peut être illustrée par l'effet induit en septembre 2000 essentiellement par les hausses spéculatives sur le change et les anticipations pessimistes sur le niveau général des prix : ceux-ci ont alors fortement augmenté pour se maintenir à un niveau largement supérieur aux mois précédents. Le même cas s'est répété en 2003 et en 2004.

Graphique 7

Evolution du taux de change et des prix à la consommation



Source : Direction Monnaie et Analyse Economique (BRH)

Modélisation empirique

Les manipulations statistiques que nous avons effectuées jusqu'ici soulignent l'évidence d'une rigidité à la baisse des prix à la consommation, tout en précisant les catégories de produits dont les prix sont les plus rigides. Cependant, il serait intéressant de déterminer par rapport à quelle variable les prix ont développé cette résistance à la baisse. Une modélisation VAR nous permet, à partir de l'analyse des réponses impulsionnelles, de mieux mesurer le comportement asymétrique des prix à la consommation, en retraçant le mécanisme par lequel un choc sur une variable donnée se répercute sur ces derniers, à quelle ampleur et pour quelle durée. La modélisation VAR nous indique aussi, à travers la lecture de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et le test de Wald, quelle variable alimente le plus la rigidité des prix à la baisse.

Nous avons sélectionné quelques variables macroéconomiques susceptibles d'avoir une influence sur les prix : le taux de croissance du PIB mensualisé, le prix du baril de pétrole américain, le taux de change et la masse monétaire.

Le taux de croissance du PIB¹³ constitue un proxy pour la variation de la demande globale. Comme on l'a souligné plus haut, des frictions positives sur la demande globale incitent les entreprises à garder leurs prix rigides à la baisse.

¹³Nous avons utilisé le PIB mensualisé calculé à partir de l'équation de l'offre et de la demande par Maxime Luciéné.

De nombreuses études ont établi la relation positive entre le taux de change et l'IPC (effet de pass-through). Depuis l'adoption du régime de change flexible, la dépréciation de la gourde coïncide en effet avec l'accélération de l'inflation en Haïti. Or, d'un point de vue microéconomique, l'ampleur de la hausse des coûts de production et la vitesse à laquelle elle se transmet aux consommateurs (à partir des prix de ventes) dépendent de la part des importations dans le panier des ménages. Et, à court terme, pour le même niveau de consommation de produits importés, une dépréciation de la gourde augmente le coût des intrants importés et par ricochet les prix à la consommation.

La masse monétaire au sens large constitue l'ensemble des moyens de paiement en usage dans un pays. Son évolution reflète d'une part la quantité de monnaie disponible dans l'économie et d'autre part, la gestion qui en est faite par les autorités monétaires. Tout choc monétaire généré par une politique expansionniste augmente la croissance de la masse monétaire et, vu la rigidité de la production globale à court terme en Haïti, l'érosion du pouvoir d'achat des ménages. Conséquemment, les chocs monétaires récurrents maintiennent les prix élevés et accentuent leur rigidité à la baisse.

Le panier de consommation est en grande partie composé de produits importés. Par conséquent, les changements dans certains prix internationaux (dont les produits pétroliers, ou les produits de base) exercent une forte influence sur le niveau général des prix. De ce fait, toute hausse du prix du baril de pétrole¹⁴ en tant qu'intrant entraîne une hausse des prix des produits finis et des produits de consommation¹⁵. Une relation positive est censée s'établir entre le prix mondial du baril de pétrole et l'IPC.

Spécification et estimation du modèle

Le modèle dont nous nous inspirons provient d'une étude effectuée par Linda Tooselma et Jan Jacobs (2001) sur la dynamique des prix dans les marchés de propriétés résidentielles en Hollande¹⁶. Utilisant un modèle à correction d'erreur, ils partent de l'équation suivante :

$$\Delta Rm_t = \beta_1 (Rm_{t-1} - \beta_2 R_{t-1} - \beta_3) + \beta_4 \Delta^+ R_t + \beta_5 \Delta^- R_t + \beta_6 \Delta^+ R_{t-1} + \beta_7 \Delta^- R_{t-1} + \varepsilon_t$$

avec, en différence première, Rm représentant le taux d'intérêt nominal des emprunts hypothécaires sur 5 ans, R le taux d'intérêt directeur sur les bons à long terme, et l'élément entre parenthèses, l'équation de cointégration traduisant la relation de long terme entre le taux d'emprunt hypothécaire et le taux sur les bons. Ses résultats ont indiqué que les taux d'emprunt hypothécaire, loin d'être symétriques, sont beaucoup plus rigides à la baisse qu'à la hausse, en raison notamment de la décision des banques d'ajuster les taux d'emprunt asymétriquement aux changements survenant dans la structure de leurs coûts, suite aux variations des taux directeurs.

¹⁴Cette variable a été utilisée à défaut de l'indice des prix à l'importation dont la série n'est pas disponible sur une période suffisante. Nous considérons ici le prix du baril de pétrole américain qui détenait le monopole des importations de produits pétroliers avant la signature du Pétrocaribe.

¹⁵A noter que les postes Transport et Energie, loyer et eau occupent au total 24,79 % de l'IPC.

¹⁶« Why do Prices rise faster than they fall? With an Application to Mortgage Rates »

Estimation du modèle

Afin d'expliquer le phénomène de rigidité à la baisse des prix à la consommation en Haïti, nous avons mis en relation l'IPC et les variables susceptibles d'influencer son degré de flexibilité : le taux de change (txchange), la masse monétaire (M2), le prix du baril de pétrole américain, le WTI (prixpétrole) et le taux de croissance du PIB (txpib).

Nous avons procédé au test de causalité de Granger. Ce dernier indique si les chocs associés à une variable exercent une possible influence sur les autres variables. Par intuition, nous supposons qu'une augmentation de l'offre de monnaie exerce une pression à la hausse sur la gourde, suite à l'augmentation des gourdes en circulation par rapport au dollar américain. L'accroissement de l'offre de monnaie stimule la demande de biens et services, puis les prix à la consommation. De plus, quand le taux de change augmente, les prix croissent suite à la hausse des coûts des inputs importés, dont le pétrole.

Le test de Granger signale, jusqu'à 9 retards, que le prix du pétrole et le taux de croissance du PIB n'ont aucune relation avec les autres variables. Plus précisément, l'IPC exercerait une influence sur le prix du baril du pétrole américain, et non l'inverse, ce qui n'est pas conforme à la réalité. De plus, l'offre de monnaie n'aurait aucun impact sur le taux de change qui pourtant, influence la masse monétaire. Nous avons cependant établi l'ordre des variables en fonction de la théorie économique, et exclus le taux de croissance du PIB et le prix du brut de notre estimation. (voir l'annexe, page 33, tableau 3)

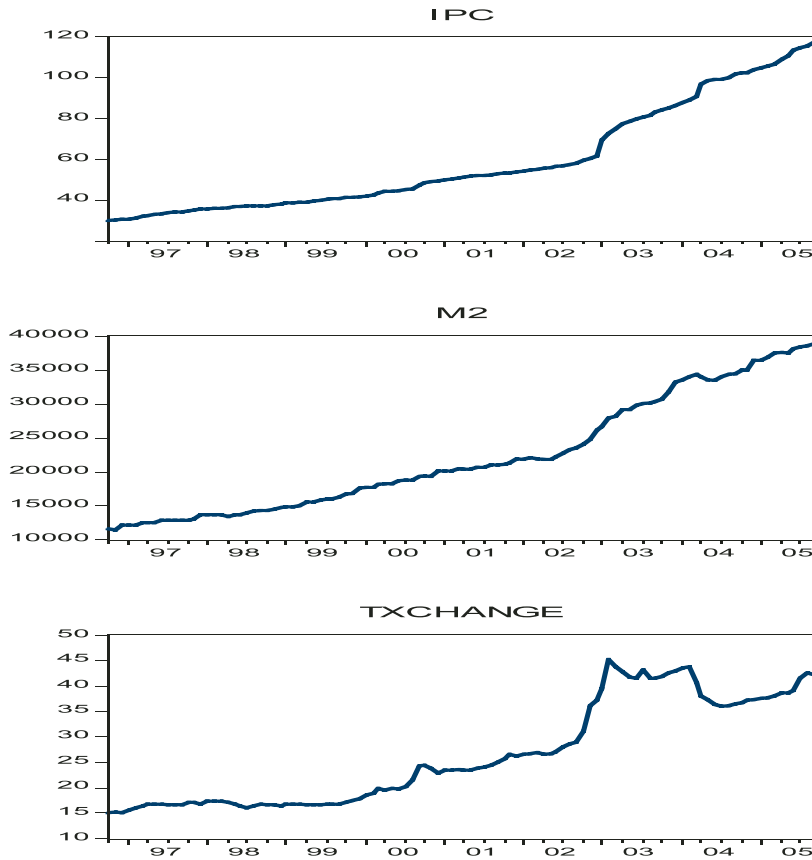
Pour tester ensuite la stationnarité des 3 variables : taux de change, masse monétaire et IPC, nous avons effectué le test de stationnarité d'ADF (Dickey-Fuller Augmenté) et avons constaté qu'elles sont toutes intégrées d'ordre 1, sans constante ni tendance. Par conséquent, ces variables peuvent avoir une tendance commune à la hausse à long terme. Il y a donc risque d'une relation de cointégration.

Tableau 3
: Résultats des tests de stationnarité

Va riables	ADF t-statistic	Probabilité	Va leur critique au seuil de 1 %	Va leur critique au seuil de 5 %	Va leur critique au seuil de 10 %	Va riable exogène	Ordre d'intégration
IPC	-4.423047	0.0000	-2.586960	-1.943882	-1.614731	-	I(1)
Txchan ge	-7.000127	0.0000	-2.586960	-1.943882	-1.614731	-	I(1)
M2	-3.599961	0.0004	-2.587172	-1.943912	-1.614713	-	I(1)

Graphique 8

Evolution comparée de l'IPC, de la masse monétaire et du change



Afin de procéder au test de cointégration, il est nécessaire de formuler des hypothèses sur la structure de la relation de long terme ainsi que la tendance suivie par les séries. Ici, nous supposons qu'il existe une relation de long terme linéaire entre les variables, et que ces dernières suivent un processus DS (confirmé par le test de stationnarité). Le test de la trace ainsi que celui de la valeur propre maximale de Johansen indiquent l'existence de 3 vecteurs de cointégration. La matrice de cointégration est donc de plein rang, et il n'existe pas de relation de cointégration. Un modèle VAR peut être estimé sur les variables en niveau. Or, selon Sims, pour des variables intégrées d'ordre 1, avec un échantillon large, il n'existe aucune différence asymptotique entre les variables exprimées en différence première ou en niveau. Par commodité, nous gardons les variables en différence première.

Tableau 4

Résultats des tests de cointégration de Johansen

Test de Cointégration non restreint (Test de la Trace)

Hypothèse nulle de l'E.C.	Valeur propre	Statistique de la Trace	0.05 Valeur critique	Prob.**
Aucune *	0.341090	106.9387	29.79707	0.0000
Au plus 1 *	0.338694	63.13611	15.49471	0.0000
Au plus 2 *	0.171185	19.71464	3.841466	0.0000

Le test de la **Trace** indique **3 équations de cointégration (E.C.) au seuil de 5 %**

* indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %

**Probabilités selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Test de Cointégration non restreint (Test de la Valeur Propre)

Hypothèse nulle de l'E.C.	Valeur propre	Statistique de Max-Eigen	0.05 Valeur critique	Prob.**
Aucune *	0.341090	43.80262	21.13162	0.0000
Au plus 1 *	0.338694	43.42148	14.26460	0.0000
Au plus 2 *	0.171185	19.71464	3.841466	0.0000

Le test de la Valeur Propre indique **3 relations de cointégration au seuil de 5 %**

* indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %

**Probabilités selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fort de ses résultats, le modèle est spécifié comme suit :

$$dIPC = \beta_0 + \beta_1 dIPC_{t-1} + \beta_2 dIPC_{t-2} + \beta_3 dtxchange_{t-1} + \beta_4 dtxchange_{t-2} + \beta_5 dM2_{t-1} + \beta_6 dM2_{t-2} + \varepsilon_{1t}$$

$$dtxchange = \alpha_0 + \alpha_1 dIPC_{t-1} + \alpha_2 dIPC_{t-2} + \alpha_3 dtxchange_{t-1} + \alpha_4 dtxchange_{t-2} + \alpha_5 dM2_{t-1} + \alpha_6 dM2_{t-2} + \varepsilon_{2t}$$

$$dM2 = \delta_0 + \delta_1 dIPC_{t-1} + \delta_2 dIPC_{t-2} + \delta_3 dtxchange_{t-1} + \delta_4 dtxchange_{t-2} + \delta_5 dM2_{t-1} + \delta_6 dM2_{t-2} + \varepsilon_{3t}$$

Le nombre de retards optimal a été déterminé à partir des critères d'information (Akaike, Schwartz et Hannan-Quin). Le modèle estimé est :

$$\begin{aligned} dIPC &= 0.16 + 0.34*dIPC(-1) + 0.12*dIPC(-2) - 0.22*dtxchange(-1) \\ &+ 0.39*dtxchange(-2) + 0.0007*dM2(-1) + 0.0003*dM2(-2) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} dtxchange &= 0.16 + 0.47*dIPC(-1) - 0.51*dIPC(-2) + 0.41*dtxchange(-1) \\ &- 0.03*dtxchange(-2) + 0.0002*dM2(-1) - 0.0001*dM2(-2) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} dM2 &= 182.28 + 47.80*dIPC(-1) - 24.77*dIPC(-2) + 89.96*dtxchange(-1) \\ &+ 45.23*dtxchange(-2) - 0.04*dM2(-1) + 0.11*dM2(-2) \end{aligned} \quad (3)$$

Au regard des statistiques de Student, le modèle met en évidence l'influence que les variables exercent entre elles. Ainsi, l'indice des prix à la consommation subit l'influence de l'évolution de ses valeurs passées (respectivement au seuil de 5 et 20 %), du taux de change et de la masse monétaire. Le taux de change dépend des variations au niveau de sa valeur, de la variation des prix, mais pas de l'évolution de la monnaie. Ce qui infirme notre hypothèse préalable. Inversement, l'évolution de la masse monétaire dépend uniquement des fluctuations du taux de change.

De manière globale, le VAR estimé est bien spécifié et stable. Or, nous nous intéressons spécifiquement aux réactions de l'IPC par rapport aux autres variables. La première équation nous renseigne déjà sur l'influence que jouent le taux de change et l'offre de monnaie sur les prix à la consommation. Nous pouvons donc poursuivre en modélisant les écarts d'ajustement dans les prix. (voir l'annexe, page 34, tableaux 5 à 7 et graphe 1)

Modélisation des écarts d'ajustement dans les prix

L'étape suivante consiste à appréhender les effets d'asymétrie au niveau des variations à la baisse ou à la hausse de l'IPC et dans quelle mesure chacun des paramètres pris isolément influence la rigidité à la baisse des prix. L'idée est de distinguer comment les prix évoluent suite à une hausse ou une baisse du taux de change, et/ou de la masse monétaire, de comparer les amplitudes de chocs et la rapidité dans laquelle ils apparaissent, de manière à mieux cerner le comportement asymétrique des prix, ainsi que leur durée et leur provenance. Ceci pourra être étudié à partir de l'analyse des réponses impulsionnelles, de la décomposition de la variance, ainsi que du test d'égalité des coefficients (test de Wald).

Les possibilités d'asymétrie dans les ajustements des prix seront mesurées à partir de l'insertion de variables dichotomiques multiplicatives prenant la valeur¹⁷

$$\begin{aligned} D^+ &= 1 \text{ si } \Delta M2 \text{ (ou } \Delta txchange) > 0 & D^- &= 1 \text{ si } \Delta M2 \text{ (ou } \Delta txchange) < 0 \\ D^+ &= 0 \text{ autrement} & D^- &= 0 \text{ autrement} \end{aligned}$$

¹⁷Par souci de commodité, les (+) et les (-) seront représentés par des chiffres pairs et impairs, allant de 1 à 4.

L'insertion des dummies permet de disséquer la variable en question (M2 ou change) en 2 séries distinctes, l'une comportant les variations positives uniquement, et l'autre les variations négatives. On obtient ici un VAR à 5 variables : dipc, $\Delta^+\text{change}$, $\Delta^-\text{change}$, $\Delta^+\text{M2}$, $\Delta^-\text{M2}$. L'ordre de retard optimal, à partir des critères d'information, est de 1. Le test de cointégration révèle une matrice de cointégration de plein rang. Il n'y a donc aucun risque de cointégration. Ceci s'explique d'autant plus que le modèle initial s'est révélé stable. (voir annexe, page 37, tableau 9)

Après avoir inséré les dummies dans le modèle initial pour étudier le comportement asymétrique généré par les fluctuations du change et de la masse monétaire, l'équation (1) s'écrit comme suit (après détermination du retard optimal à partir des critères d'information) :

$$\text{dIPC} = \beta_0 + \beta_1 \text{dIPC}_{t-1} + \beta_2 \Delta^+ \text{change}_{t-1} + \beta_3 \Delta^- \text{change}_{t-1} + \beta_4 \Delta^+ \text{M2}_{t-1} + \beta_5 \Delta^- \text{M2}_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\begin{aligned} \text{dIPC} = & 0.21 + 0.30 * \text{dIPC}(-1) + 0.0008 * \text{D1M2}(-1) + 0.002 * \text{D2M2}(-1) + 0.17 * \text{D3CHANGE}(-1) \\ & (1.61) \quad (3.16) \quad (2.61) \quad (1.18) \quad (1.51) \\ & - 0.70 * \text{D4CHANGE}(-1) \\ & (-3.40) \end{aligned}$$

Une fois de plus, le modèle semble être bien spécifié et remplit encore la condition de stabilité. (voir annexe, page 38, tableau 10 et graphe 2)

Les résultats

En tenant compte du taux de significativité des coefficients, les variations de l'indice des prix à la consommation sont influencées par celles de sa valeur décalée d'une période, des variations négatives du taux de change et des variations positives de la masse monétaire. Les fluctuations à la hausse du change agissent sur les prix uniquement au seuil de 20 %. Tandis que les variations à la baisse de l'offre de monnaie semblent n'exercer aucune influence significative sur les prix.

Ces résultats laissent présager un comportement asymétrique des prix par rapport à la masse monétaire : les prix augmentent suite à une hausse de la masse monétaire, mais une baisse de cette dernière n'est pas significative (au seuil de 5 %) sur les prix. Par contre, aucun ajustement asymétrique des prix ne se fait par rapport au taux de change : les fluctuations à la hausse du change entraînent une augmentation des prix, et les fluctuations à la baisse, une réduction des prix.

Par ailleurs, les coefficients liés à une variation positive des variables sont, en valeur absolue, inférieurs à ceux liés à une variation négative. Ce qui infirmerait quelque peu l'hypothèse de rigidité à la baisse des prix. Nous avons donc effectué le test de Wald, faisant l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients. De manière plus précise, nous testons la supériorité de β_2 par rapport à β_3 , et celle de β_4 par rapport à β_5 . Ce test révèle que l'impact d'une hausse de la masse monétaire est significatif, et non celui d'une baisse de la masse monétaire. De plus, l'impact d'une appréciation du change est significativement différent de zéro, tandis que celui d'une dépréciation est significativement nul. Il en ressort que l'effet d'une variation positive de l'offre de monnaie sur les prix est supérieur à celui d'une variation négative de l'offre de monnaie. De même, l'effet d'une appréciation de la gourde sur les prix est supérieur à celui d'une dépréciation de la monnaie. Il existe donc une rigidité à la baisse des prix par rapport à l'offre de monnaie, et un ajustement symétrique des prix par rapport au taux de change.

Tableau 5
 Résultats du test de Wald

Causalité selon Granger du VAR/ Test de Wald
 Date: 08/03/07 Heure: 11:00
 Échantillon: 1996M10 2005M09
 Observations incluses: 106

Variable dépendante : DIPC

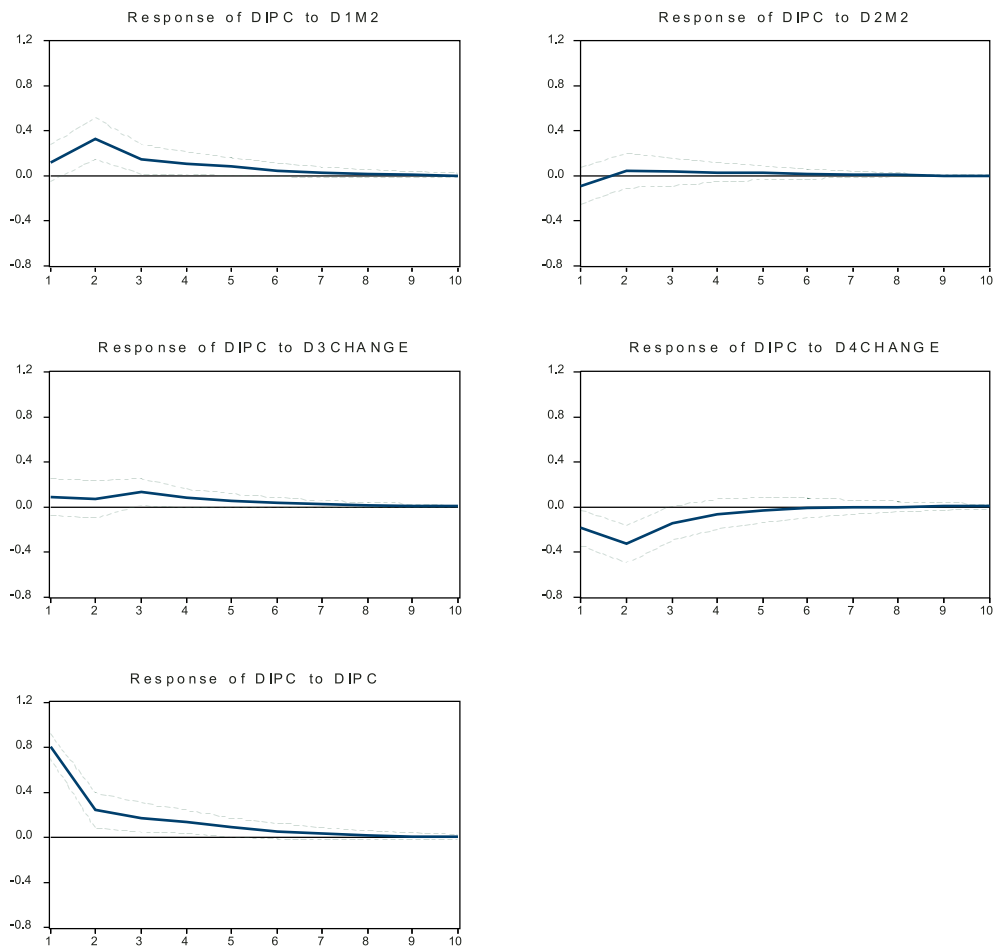
Excluse	Chi-deux	Degré de liberté	Probabilité
D1M2	7.923429	1	0.0049
D2M2	1.399868	1	0.2367
D3CHANGE	2.273618	1	0.1316
D4CHANGE	11.56036	1	0.0007
All	26.24468	4	0.0000

Analyse impulsionnelle et décomposition de la variance

Ce comportement des prix peut être retracé à partir de l'analyse des réponses impulsionnelles. Cette dernière montre avec plus de précision la réaction de l'indice des prix aux chocs perpétrés sur le change, et la masse monétaire. Elle offre aussi une meilleure comparabilité de l'amplitude et la durabilité des différents chocs.

Graphique 8

Evolution comparée de l'IPC, de la masse monétaire et du change



Les graphes montrent que les prix réagissent de manière instantanée tant qu'aux variations à la hausse qu'à la baisse des différentes variables. Les variations à la hausse de la masse monétaire exercent un choc plus important sur les prix que les variations à la baisse. De plus, les chocs positifs durent plus longtemps que les chocs négatifs : les premiers s'estompent après 8 mois, et les seconds, après 6 mois. Ainsi, suite à une variation à la hausse de l'offre de monnaie, les prix augmentent plus rapidement (pour l'équivalent de 0,12 Cholesky, contre une baisse de 0,09 Cholesky dès le premier mois), plus fortement et durent plus longtemps. Suite à une baisse de la masse monétaire, les prix diminuent pour augmenter à partir du 2ème mois.

Parallèlement, les prix s'ajustent parfaitement aux fluctuations du change. Nous pouvons même noter que l'ampleur de leur réaction suite à une appréciation du change est plus forte que dans le cas d'une dépréciation. De plus, les prix réagissent plus rapidement quand le taux de change diminue (entraînant une baisse équivalant à 0,19 Cholesky contre une hausse de 0,09 Cholesky dès la première période). Cependant, un choc causant la dépréciation du taux de change se répercute plus longuement sur les prix qu'une appréciation (8 mois, contre 5 mois).

Plus loin, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'IPC nous permet de mesurer la

contribution de chaque variable à l'explication du comportement des prix. Ainsi, les prix sont expliqués en majeure partie par leurs propres innovations, à 66,10 % à la dixième période. Par contre, les variations positives de la masse monétaire et du change contribuent beaucoup plus aux innovations de l'IPC que les variations négatives. En effet, le poids des variations positives dans la variance de l'erreur de prévision totalisent 18,04 %, contre 15,86 % pour les variations négatives.

Tableau 6
Résultats des tests de cointégration de Johansen

Période	Écart-type	D1M2	D2M2	D3CHANGE	D4CHANGE	dIPC
1	313.9639	1.921703	1.025541	1.049311	4.824076	91.17937
2	328.2153	12.38130	0.980353	1.200275	14.40046	71.03761
3	333.3857	13.39484	1.019757	2.660979	15.16907	67.75535
4	334.7503	14.06779	1.083241	3.077549	14.96911	66.80231
5	335.2028	14.43405	1.132229	3.248023	14.81665	66.36905
6	335.3534	14.58066	1.158430	3.323460	14.73535	66.20210
7	335.3985	14.63912	1.170999	3.351666	14.70080	66.13742
8	335.4116	14.66092	1.176491	3.361731	14.68836	66.11250
9	335.4153	14.66841	1.178696	3.365122	14.68452	66.10325
10	335.4163	14.67079	1.179522	3.366177	14.68357	66.09994

Ordre de Cholesky : D1M2 D2M2 D3CHANGE D4CHANGE DIPC

Conclusion

En somme, la rigidité des prix à la baisse est essentiellement induite par les chocs monétaires, et non les fluctuations du change. En effet, les différences entre les fréquences de variations à la hausse et à la baisse, et la durée moyenne de stabilité des prix (1,2 à 1,8 mois) fournissent une indication sur les déséquilibres existant au niveau de leur ajustement, laquelle indication est corroborée par nos modélisations économétriques. Pour la période considérée, les augmentations, autant que les réductions de la masse monétaire induisent une hausse des prix. De plus, même avec un comportement symétrique, les dépréciations de la gourde ont un effet de plus grande ampleur sur les prix que les appréciations.

La principale implication de l'hypothèse de rigidité à la baisse des prix à la consommation en Haïti est la somme de difficultés auxquelles doivent faire face les autorités monétaires dans leur objectif de réduction et de stabilisation du niveau général des prix. Ceci devrait être fait, comme nous le suggérons, en ciblant d'une part les facteurs contribuant à maintenir les prix résistants à tout ajustement à la baisse (on peut citer l'offre de monnaie) et d'autre part, en identifiant les groupes de dépenses les moins flexibles. Par exemple, des décisions de politique monétaire visant à provoquer une appréciation du change pour une période donnée devraient être prises au moins 1 mois à l'avance, de manière à obtenir un ajustement à la baisse des prix ou allonger la durée moyenne de stabilité des prix sur plus de 5 mois. Cependant, elles devront prendre en compte également l'influence non négligeable de l'offre de monnaie sur les prix, et appliquer une politique restrictive au moins 2 mois à l'avance, de manière à ce que l'effet de l'appréciation de la gourde se fasse ressentir sur les prix.

Toutefois, la lutte contre l'inflation ne devrait pas seulement tourner autour de la stabilisation de la monnaie en circulation par la manipulation d'instruments à court terme mais devrait s'articuler en fonction du comportement de l'IPC, et de sa propension à la rigidité. Celle-ci, du fait qu'elle soit plus prononcée dans certains groupes de dépenses, relève de certains déséquilibres réels et structurels (existence d'oligopoles, d'assymétries informationnelles, etc.). Ces déséquilibres seront résorbés pour peu que des mesures soient prises de manière à ouvrir certains marchés vers la concurrence (comme c'est le cas récemment du secteur de la téléphonie mobile), et doter ces derniers d'une structure de protection du consommateur (à l'instar de nombreux pays avancés). Par conséquent, aucune politique monétaire ne sera pleinement efficace et durable sans une articulation conjointe avec l'économie réelle.

Bibliographie

- Baharad Eyal et Benjamin Eden, 2003, "Price Rigidity and Price Dispersion: Evidence from micro-data", University of Haifa.
- Baudry Laurent, Hervé Le Bihan et al, " Price Rigidity: Evidence from the French CPI micro-data", 2004, European Central Bank.
- Bhaskar V., "Assymmetric Price Adjustment: Micro-foundations and Macroeconomic Implications", 2002, Department of Economics, University of Essex.
- Clairmond Jean Morel Junior, "Les Sources et les Types d'Inflation en Haïti, 1991-2003", 2003, Service Macroéconomie, Direction Monnaie et Analyse Economique, Banque de la République d'Haïti.
- Dubois Henry Robert, " Contribution à l'Anatomie de l'Inflation en Haïti", 1998, Ministère de l'Economie et des Finances, Direction des Etudes Economiques
- Durand Régine, " Inflation et Variabilité des Prix Relatifs en Haïti : le Rôle des Anticipations", Juin 2001, Service Macroéconomie et Analyse de Conjoncture, Direction Monnaie et Analyse Economique.
- Edward Ng, "Assymmetric Price Response to Supply: Evidence from Singapore", 1998, Journal of the Asian Real Estate Society.
- Fabiani Silvia, Angela Gattuli et al., "Consumer Price Setting in Italy", 2005, Banque d'Italie.
- Kasuya Munehisa, " Downward Price Rigidity of the Japanese CPI: Analysis by Probability Density Functions and Spatial Density Functions", 1999, Research and Statistics Department, Bank of Japan.
- Laflèche Thérèse, "The Impact of Exchange Rates Movements on Consumer Prices", 1997, Bank of Canada Review.
- Per Svejstrup Hansen, "Quantity Adjustment Costs and Price Rigidity", 1996 Department of Economics, University of Aarhus.
- Roufagalas John, "Aggregate Price Rigidity as a Result of Firm Exit", 2005, Department of Economics, Radford University.
- Taylor John B., "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics", 1998 Stanford University.
- Tooselma A. Linda et Jan Jacobs, "Why do Prices rise faster than they fall? With an Application to Mortgage Rates", 2001, University of Groningen.

Tableau 1
Résultats des tests de cointégration de Johansen

Postes fréquences*	Durée de stabilité des prix par mois		
	1 mois	2 mois	5 mois
Alimentation, boissons et tabac	0	0	0
Habillement, tissus et chaussures	1	0	0
Loyer du logement, énergie et eau	9	2	0
Aménagement et entretien du logement	1	0	0
Santé	4	0	0
Transport	2	0	0
Loisirs, spectacles, enseignement et culture	5	2	1
Autres biens et services	2	1	1

* : Nombre de fois par mois

Tableau 2
Durée moyenne de stabilité des prix à la consommation par groupe de dépenses

Groupes de dépenses	durée moyenne de stabilité de prix (en mois)
Alimentation, boissons et tabac	0
Habillement, tissu et chaussures	1
Loyer du logement, énergie et eau	1,18
Aménagement et entretien du logement	1
Santé	1
Transport	1
Loisirs, spectacles, enseignement et culture	1,75
Autres biens et services	1

Tableau 3
Test de Causalité de Granger

Test de Causalité au sens de Granger

Date: 08/03/07 Heure: 10:28

Échantillon: 1996M10 2005M09

Nombre de retards: 9

Hypothèse nulle:	Obs.	F-Statistique	Probabilité
M2 ne cause pas IPC selon Granger	99	3.45120	0.00122
IPC ne cause pas M2 selon Granger		2.54517	0.01267
PRIXOPEC ne cause pas IPC selon Granger	99	0.74545	0.66631
IPC ne cause pas PRIXOPEC selon Granger		2.43515	0.01677
TXCHANGE ne cause pas IPC selon Granger	99	6.70060	4.3E-07
IPC ne cause pas TXCHANGE selon Granger		3.34178	0.00162
TXPIB ne cause pas IPC selon Granger	98	1.19416	0.31055
IPC ne cause pas TXPIB selon Granger		0.62755	0.77023
PRIXOPEC ne cause pas M2 selon Granger	99	1.43589	0.18700
M2 ne cause pas PRIXOPEC selon Granger		1.25457	0.27474
TXCHANGE ne cause pas M2 selon Granger	99	3.16226	0.00258
M2 ne cause pas TXCHANGE selon Granger		1.13755	0.34674
TXPIB ne cause pas M2 selon Granger	98	1.42359	0.19235
M2 ne cause pas TXPIB selon Granger		2.68828	0.00885
TXCHANGE ne cause pas PRIXOPEC selon Granger	99	1.12075	0.35809
PRIXOPEC ne cause pas TXCHANGE selon Granger		1.20540	0.30347
TXPIB ne cause pas PRIXOPEC selon Granger	98	0.85698	0.56679
PRIXOPEC ne cause pas TXPIB selon Granger		0.60751	0.78711
TXPIB ne cause pas TXCHANGE selon Granger	98	0.67490	0.72920
TXCHANGE ne cause pas TXPIB selon Granger		2.00545	0.04942

Tableau 4
: Test de stationnarité des variables

Variables	Statistique de Student de l'ADF	Probabilité	Valeur critique au seuil de 1 %	Valeur critique au seuil de 5 %	Valeur critique au seuil de 10 %	Variable exogène	Ordre d'intégration
IPC	-4.423047	0.0000	-2.586960	-1.943882	-1.614731	-	I(1)
Txchange	-7.000127	0.0000	-2.586960	-1.943882	-1.614731	-	I(1)
M2	-3.599961	0.0004	-2.587172	-1.943912	-1.614713	-	I(1)

Tableau 5
Détermination du retard optimal du VAR initial

Période	Akaike	Schwartz	Hannan-Quin
0	20.55811	20.63774	20.59031
1	20.11468	20.43320	20.24347
2	19.75574	20.31315*	19.98113*
3	19.68257	20.47888	20.00456
4	19.61990	20.65509	20.03848
5	19.66985	20.94393	20.18502
6	19.59085	21.10383	20.20263
7	19.62660	21.37847	20.33497
8	19.42813*	21.41889	20.23309
9	19.53279	21.76244	20.43435
10	19.52721	21.99575	20.52537

Tableau 6
Test de Cointégration de Johansen

Test de Cointégration non restreint (Test de la Trace)

Hypothèse nulle de l'E.C.	Valeur propre	Statistique de la Trace	0.05 Valeur critique	Prob.**
Aucune *	0.341090	106.9387	29.79707	0.0000
Au plus 1 *	0.338694	63.13611	15.49471	0.0000
Au plus 2 *	0.171185	19.71464	3.841466	0.0000

Le test de la **Trace** indique **3 équations de cointégration (E.C.) au seuil de 5 %**

* indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %

**Probabilités selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Test de Cointégration non restreint (Test de la Valeur Propre)

Hypothèse nulle de l'E.C.	Valeur propre	Statistique de Max-Eigen	0.05 Valeur critique	Prob.**
Aucune *	0.341090	43.80262	21.13162	0.0000
Au plus 1 *	0.338694	43.42148	14.26460	0.0000
Au plus 2 *	0.171185	19.71464	3.841466	0.0000

Le test de la Valeur Propre indique **3 relations de cointégration au seuil de 5 %**

* indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %

**Probabilités selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Tableau 7

Tableau 7 : Résultats de l'estimation du VAR initial

	dIPC	dtxchange	DM2
dIPC(-1)	0.341948 (3.80565)	0.470618 (4.6287)	47.80090 (1.26453)
dIPC (-2)	0.123350 (1.43607)	-0.506912 (-5.21542)	-24.76789 (-0.68540)
dtxchange(-1)	-0.215257 (-2.61467)	0.408959 (4.38997)	89.96178 (2.59741)
dtxchange(-2)	0.386404 (4.61683)	-0.025372 (-0.26791)	45.22795 (1.28450)
DM2(-1)	0.000716 (2.94787)	0.000211 (0.76653)	-0.036428 (-0.35651)
DM2(-2)	0.000255 (1.00108)	-0.000121 (-0.41945)	0.108554 (1.01471)
c	0.158229 (1.33085)	0.162476 (1.20768)	182.2793 (3.64420)
# Observations : 105 après ajustement			
R carré ajusté	0.449510	0.303254	0.112423
F-Statistic	15.15377	8.544210	3.195498

(.): statistique de Student

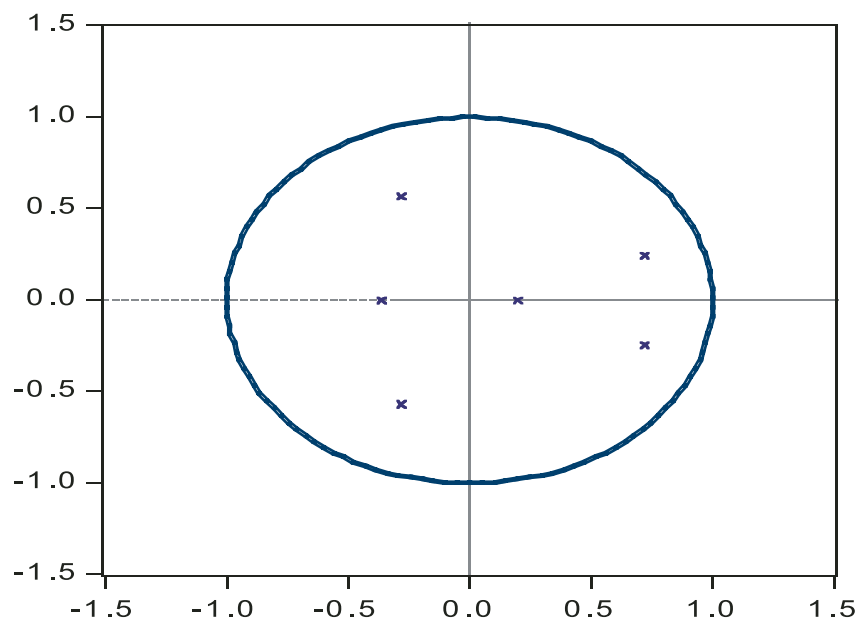
Tableau 8

Détermination du retard optimal du modèle d'ajustement des prix

	dIPC	dtxchange	DM2
dIPC(-1)	0.341948 (3.80565)	0.470618 (4.6287)	47.80090 (1.26453)
dIPC (-2)	0.123350 (1.43607)	-0.506912 (-5.21542)	-24.76789 (-0.68540)
dtxchange(-1)	-0.215257 (-2.61467)	0.408959 (4.38997)	89.96178 (2.59741)
dtxchange(-2)	0.386404 (4.61683)	-0.025372 (-0.26791)	45.22795 (1.28450)
DM2(-1)	0.000716 (2.94787)	0.000211 (0.76653)	-0.036428 (-0.35651)
DM2(-2)	0.000255 (1.00108)	-0.000121 (-0.41945)	0.108554 (1.01471)
c	0.158229 (1.33085)	0.162476 (1.20768)	182.2793 (3.64420)
# Observations : 105 après ajustement			
R carré ajusté	0.449510	0.303254	0.112423
F-Statistic	15.15377	8.544210	3.195498

(.): statistique de Student

Graphique 1
Test de Cointégration de Johansen



No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

Tableau 9
Test de Cointégration de Johansen

Date: 08/03/07 Heure: 14:41

Échantillon ajusté: 1997M01 2005M09

Observations: 105 after adjustments

Hypothèse de tendance : tendance linéaire déterministe

Séries: DIPC D3CHANGE D4CHANGE D1M2 D2M2

Intervalles de retards (en différence première): 1 to 1

Test de cointégration non restreint (Test de la Trace)

Hypothèse Nulle de l'E.C.	Valeur Propre	Statistique de la Trace	0.05 Valeur critique	Prob.**
Aucune *	0.481795	216.9039	69.81889	0.0000
Au plus 1 *	0.406258	147.8786	47.85613	0.0000
Au plus 2 *	0.336895	93.14095	29.79707	0.0000
Au plus 3 *	0.262485	50.00462	15.49471	0.0000
Au plus 4 *	0.157824	18.03540	3.841466	0.0000

Le test de la Trace indique 5 relations de cointégration au seuil de 5 %

* indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %

**Probabilités selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Test de Cointégration non restreint (Test de la Valeur Propre)

Hypothèse Nulle de l'E.C.	Valeur Propre	Statistique de Max-Eigen	0.05 Valeur critique	Prob.**
None *	0.481795	69.02537	33.87687	0.0000
At most 1 *	0.406258	54.73760	27.58434	0.0000
At most 2 *	0.336895	43.13633	21.13162	0.0000
At most 3 *	0.262485	31.96922	14.26460	0.0000
At most 4 *	0.157824	18.03540	3.841466	0.0000

Le test de la Valeur Propre indique **5 relations de cointégration au seuil de 5 %**

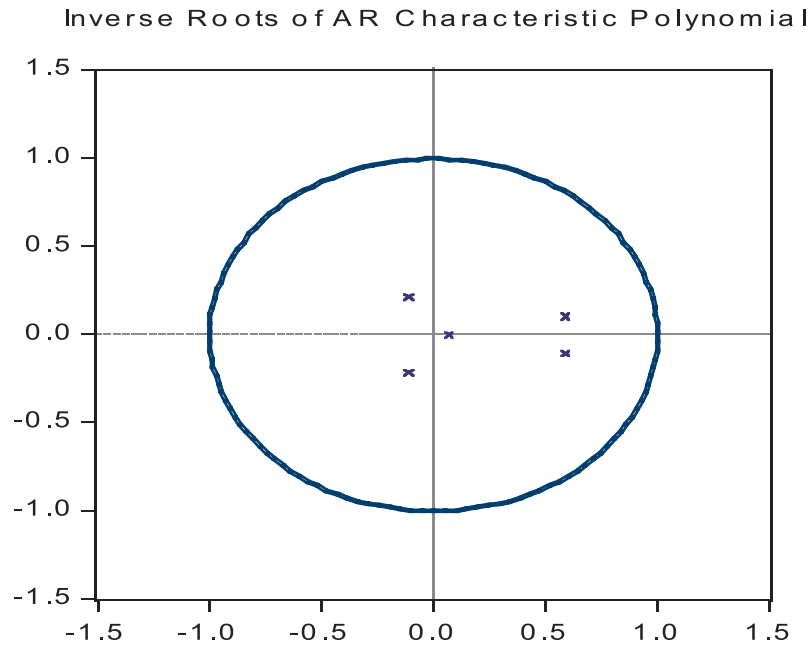
* indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %

** Probabilités selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Tableau 9
Test de Cointégration de Johansen

	D1M2	D2M3	D3change	D4change	dIPC
D1M2(-1)	-0.054404 [-0.50636]	0.004513 [0.26282]	9.02E-05 [0.37307]	-3.71E-05 [-0.25245]	0.000817 [2.81486]
D2M2 (-1)	0.188319 [0.34332]	0.230627 [2.63069]	0.002089 [1.69145]	0.000496 [0.66017]	0.001754 [1.18316]
D3change(-1)	74.22687 [1.77750]	4.415547 [0.66160]	0.073235 [0.77893]	-0.113165 [-1.97933]	0.170173 [1.50785]
D4change(-1)	87.89684 [1.20664]	56.79806 [4.87864]	0.492952 [3.00567]	0.476216 [4.77493]	-0.669361 [-3.40005]
dIPC(-1)	77.58504 [2.23616]	-8.434227 [-1.52100]	0.457712 [5.85932]	-0.005299 [-0.11155]	0.295849 [3.15511]
C	220.4249 [4.67038]	-3.695014 [-0.48985]	0.145692 [1.37107]	-0.019805 [-0.30649]	0.205028 [1.60740]
# Observations : 106 après ajustement					
R carré ajusté	0.080351	0.372880	0.325384	0.221709	0.359041
F-statistic	2.834796	13.48641	11.12882	6.982208	12.76338

Graphe 2 : Test de Stabilité du VAR



No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

Tableau 9 : Test de cointégration de Johansen

Date: 08/03/07 Time: 14:41

Sample (adjusted): 1997M01 2005M09

Included observations: 105 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: DIPC D3CHANGE D4CHANGE D1M2 D2M2

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.481795	216.9039	69.81889	0.0000
At most 1 *	0.406258	147.8786	47.85613	0.0000
At most 2 *	0.336895	93.14095	29.79707	0.0000
At most 3 *	0.262485	50.00462	15.49471	0.0000
At most 4 *	0.157824	18.03540	3.841466	0.0000

Trace test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.481795	69.02537	33.87687	0.0000
At most 1 *	0.406258	54.73760	27.58434	0.0000
At most 2 *	0.336895	43.13633	21.13162	0.0000
At most 3 *	0.262485	31.96922	14.26460	0.0000
At most 4 *	0.157824	18.03540	3.841466	0.0000

Max-eigenvalue test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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



Banque de la République D'Haïti
www.brh.net