

# Investissement public et investissement privé au Cameroun : effet de substitution, de neutralité ou de complémentarité ?

Alex Janvier Fanmoe<sup>1</sup>

---

L'effet de l'investissement public (IPU) sur l'investissement privé (IPR) est théoriquement ambigu et indéterminé. Cet effet peut aussi bien être non significatif (effet de neutralité), négatif (effet de substitution ou d'éviction) que positif (effet de complémentarité ou d'entraînement). Afin d'apporter notre modeste contribution au problème de la dualité IPU-IPR, notre étude consiste à tester économétriquement ce lien dans le cas du Cameroun en s'affranchissant des méthodes habituellement utilisées pour adopter une démarche innovante qui se veut plus globale. Dans un premier temps, nous présenterons les données et faits stylisés, puis l'état de l'art pour ensuite concevoir une modélisation complexe de l'investissement. Notre relation entre IPU et IPR au Cameroun s'est avérée formellement semblable à une représentation à correction d'erreur classique et son estimation a fourni deux effets distincts : à court terme (CT), l'IPU exerce un effet de complémentarité sur l'IPR ; tandis qu'à long terme (LT), il est peu favorable (ou il est neutre) vis-à-vis de ce dernier. En effet, l'IPU qui apparaît profitable à la firme médiane en matière d'investissement à CT, s'avère sans effet sur celle-ci après un multiple de 4 ans à cause notamment de la relative faible importance accordée aux Bâtiments et Travaux Publics dans le budget d'IPU, de l'inadéquation provision et du manque d'infrastructures physiques de base, de la dépréciation progressive, de la faible qualité ou du manque d'entretien des équipements publics et surtout des infrastructures de base, manque qui montre que l'effet de l'IPU sur l'IPR est *ipso facto* transitoire dans le passage du CT au LT et non cumulatif comme on devrait s'y attendre.

---

---

## Introduction

---

Des études (dans AGENOR, 2000) montrent que, dans les PED (Pays En Développement), les évolutions simultanées de l'IPU et de l'IPR s'appréhendent en termes soit d'effet de complémentarité, soit d'effet de substitution, soit d'effet de neutralité.

Au Cameroun, les entrepreneurs se plaignent qu'ils n'ont pas la liberté d'investir dans certains secteurs à cause de la présence étatique dans ces secteurs. À

l'inverse, la progression graduelle de l'IPU<sup>2</sup> de ces dernières années pourrait être à l'origine d'un effet d'entraînement exercé par l'IPU sur l'IPR contrairement aux plaintes du Syndicat des Industriels Camerounais et du Groupement Inter patronal du Cameroun.

Par ailleurs, en cas de privilège des dépenses de fonctionnement au détriment des dépenses d'IPU dans le budget de l'Etat, l'IPU pourrait être restreint ; cette restriction engendrerait alors un effet neutre de l'IPU sur l'IPR. De plus, une

---

<sup>1</sup> Alex Janvier Fanmoe, Statisticien, Logisticien, Mathématicien ; INS Cameroun (Chef de service) [afanmoe@yahoo.fr](mailto:afanmoe@yahoo.fr).

<sup>2</sup> Cf. *infra*, graphique 1.

inadéquate provision en infrastructures peut induire également un effet neutre sur l'IPR. En outre l'État, de par son caractère non marchand, peut faire une concurrence déloyale au secteur privé qui serait alors défavorisé surtout si l'État se substitue au secteur privé (et donc l'IPU à l'IPR) par occupation des secteurs de rentabilité du privé. Par contre, l'effet positif (effet de complémentarité) serait observé si l'État accorde des priorités d'investissement à la construction et l'entretien des infrastructures, à l'éducation, à la santé, etc. Au vu de ce qui précède, on peut dès lors se demander ce qu'est l'effet réel de l'IPU sur l'IPR au Cameroun.

Lorsqu'on sait que l'État a tendance aujourd'hui à imposer davantage l'activité économique (le seuil maximal d'imposition dans la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (18 %) a été atteint au Cameroun en 2005) au risque de décourager l'IPR, l'effet d'un accroissement de l'IPU sur l'IPR n'est pas évident a priori. Plus précisément, nonobstant la progression de l'IPU de ces dernières années, il est possible qu'apparaissent des contradictions entre les mesures liées à l'accroissement de l'IPU et l'imposition élevée qui finance cet IPU et qui caractérise l'État camerounais. On sait en effet que cette imposition peut être décourageante pour l'IPR, et peut même asphyxier ce dernier (de par l'inflation générée, la baisse subséquente de la demande anticipée par les investisseurs via la baisse de la demande future des ménages<sup>3</sup>) d'autant plus que les industriels eux-mêmes ont formulé des plaintes à l'égard de l'État. Ainsi, l'accroissement de l'IPU (d'infrastructures), bien qu'exerçant un effet positif sur les secteurs productifs, peut entraîner une chute, voire une paralysie de l'IPR.

L'IPU se finance à travers un déficit budgétaire engendrant un cycle d'endettement qui réduit la capacité de l'État à honorer sa dette intérieure. Cela entraîne un appauvrissement des fournisseurs de l'État dans un contexte où les marchés financiers ne sont pas développés et de ce fait, un effet néfaste sur l'IPR. Les contradictions entre les mesures de stabilisation et la recherche d'une plus grande compétitivité, notamment à travers l'approvisionnement en infrastructures, peuvent ainsi apparaître : le déficit budgétaire financé par endettement vis-à-vis du privé, bien qu'exerçant une pression à la hausse sur l'IPU, ne risque-t-il pas d'avoir un effet néfaste sur la productivité des secteurs de production et donc sur leur investissement ?

<sup>3</sup> Car l'IPR est positivement corrélé à la demande anticipée tel que nous le verrons à partir du modèle d'accélérateur flexible dans la formule (1).

Sous un autre angle, la Banque Mondiale (dans BANQUE MONDIALE, 1996) identifiait déjà, dans la série de sujets qui fâchent, le manque d'infrastructures comme l'un des plus grands handicaps au développement du secteur privé au Cameroun en 1996, et l'État y avait réagi la même année, notamment à travers les responsables du Ministère des Mines, de l'Eau et de l'Energie et celui des Transports qui reconnaissaient, lors du Séminaire de présentation du document « BANQUE MONDIALE, 1996 » sur le « Secteur Privé Camerounais », que : « Le problème du Cameroun n'est pas celui de la quantité, mais celui de la qualité ». En conséquence, l'État camerounais a augmenté ses investissements en *termes réels*. De ce fait, quel serait l'impact actuel d'un accroissement de l'IPU sur l'IPR au Cameroun ?

Compte tenu de ce qui précède, le lien entre l'IPU et la croissance mérite une analyse plus approfondie. À l'évidence, une croissance économique durable et équitable suppose bien d'autres choses encore telles qu'un environnement favorable au développement du secteur privé. Mais cette condition ne saurait se réaliser sans une politique adéquate d'IPU qui est précisément susceptible de renforcer l'efficacité du secteur privé en matière d'investissement. Nous mettrons ainsi en avant l'aspect empirique sur les effets réels (et non potentiels) de l'IPU sur l'IPR au Cameroun. Il nous semble dès lors intéressant de savoir si, actuellement, le niveau d'infrastructures ou plus globalement le niveau d'IPU est suffisant pour influencer positivement l'IPR au Cameroun. La fourniture de l'infrastructure de base est-elle capable de générer des externalités propres à provoquer un effet d'entraînement de l'IPR ?

À la lumière de tous les constats précédents, la question centrale à laquelle nous nous attèlerons à donner une réponse scientifique est : quel est l'effet macro-économique de l'IPU sur l'IPR au Cameroun ? Il est question de savoir dans notre contexte actuel, si pour une entreprise médiane, l'IPU est nuisible, neutre, ou profitable. L'objectif principal de notre travail est donc d'identifier l'effet de l'IPU sur l'IPR au Cameroun et d'interpréter la nature (substitution, neutralité ou complémentarité) de cet effet. In fine, nous suggérons quelques recommandations pour la politique macro-économique.

Pour comprendre et cerner l'incidence de l'IPU sur l'IPR au Cameroun, nous aborderons l'étude sous un double aspect théorique et empirique. Notre démarche sera donc basée sur la méthode déductive. Plus précisément, étant donné que les objectifs poursuivis par l'étude consistent à mettre en évidence la réaction de l'IPR suite aux variations de l'IPU au Cameroun, nous adopterons la

démarche suivante : (i) présenter le cadre théorique d'analyse de l'effet de l'IPU sur l'IPR ; (ii) analyser empiriquement l'effet de l'IPU sur l'IPR au Cameroun en procédant d'abord à une analyse descriptive du lien IPU-IPR, puis en recourant à des termes tels que l'évaluation d'un modèle d'identification des déterminants de l'IPR (prenant appui sur l'investigation théorique d'une fonction d'IPR) ; ensuite, en se prononçant sur les résultats des estimations.

---

## Investissement privé et investissement public : théorie et recherches empiriques

---

Un regard sur les déterminants de l'IPR permet de distinguer les approches traditionnelle et moderne de la détermination de celui-ci. La perception traditionnelle de l'IPR s'appréhende suivant deux directions : les contraintes de débouchés (capturées par l'accélérateur) et les contraintes financières. Mais, l'étude de la première thématique (approche traditionnelle) reste très embryonnaire et fruste. Aussi, une conception nouvelle de l'IPR s'est-elle développée par la prise en compte des effets de l'environnement macroéconomique et de l'IPU sur la décision d'investissement privé.

Ainsi, la théorie de la croissance endogène, et plus globalement la théorie interventionniste, soutient l'idée selon laquelle l'IPU doit actionner fortement l'IPR. Mais la théorie libérale clame que l'IPU exerce un effet de substitution sur l'IPR de différentes manières : (i) l'éviction de l'IPR par le rationnement quantitatif. En effet, l'accroissement des emprunts publics finançant l'IPU, peut avoir pour effet la baisse de l'offre de fonds nécessaires au financement de l'IPR ; (ii) l'éviction de l'IPR par le taux d'intérêt : un déficit public élevé dû à l'augmentation de l'IPU, peut induire un relèvement du taux d'intérêt qui désappointerait alors l'IPR.

Par ailleurs, la faiblesse de l'IPU peut être une contrainte majeure pour la décision d'IPR, car l'inadéquation provision des infrastructures de base pourrait handicaper l'IPR du fait d'un environnement d'investissement difficile. Cependant, l'augmentation de l'IPU en infrastructures physiques et en capital humain peut réduire les coûts de transaction et augmenter la productivité de l'IPR, et donc le favoriser. Mais, sa faiblesse peut induire un effet neutre sur l'IPR. En clair, l'IPU a théoriquement un effet ambigu sur l'IPR en raison de trois effets distincts :

- (i) avec la recherche de l'équilibre budgétaire de l'Etat, ou en augmentant les dépenses de fonctionnement de l'Etat au détriment des

dépenses d'IPU ou encore par une mauvaise orientation de l'IPU, il peut y avoir une insensibilité de l'IPR par rapport à l'IPU (effet de neutralité) ;

- (ii) L'IPU peut favoriser l'IPR dans la mesure où le secteur privé apporte les fournitures indispensables à l'IPU ou bien s'il a une nature complémentaire à l'IPR, comme par exemple l'IPU en infrastructures ou l'IPU dans des projets incertains de LT souvent très bénéfiques à cause des externalités positives engendrées. Dans ce cas, le secteur privé, en jouant le rôle de consommateur de biens publics (partiels) essentiels et vitaux et de services non marchands (provenant de l'IPU), peut être favorisé dans un double sens : celui de la création par l'IPU d'un environnement favorable à l'IPR et celui de l'économie des coûts de production ; le secteur privé n'ayant pas alors encouru les pertes probables qu'impliqueraient les projets incertains et très coûteux de l'Etat, lesquels lui sont essentiellement destinés alors qu'il aurait pu s'en charger lui-même s'il n'imaginait pas le futur incertain ;
- (iii) Par contraste, l'IPU peut évincer l'IPR dans le sens où il occupe des secteurs (porteurs) où le privé se sent capable d'investir. L'Etat (resp. l'IPU) se substitue alors au privé (resp. l'IPR) qui ne s'intéresse qu'aux projets rentables et ne peut faire concurrence avec lui à cause de la faiblesse des prix des produits de l'Etat. Ici, l'Etat monte des projets d'investissement qui auraient été entrepris probablement par le privé au cas où l'Etat ne serait pas intervenu. En plus, l'Etat agissant le plus souvent en monopole dans les secteurs qu'il occupe, les investisseurs privés ne peuvent se lancer dans ces secteurs (effet de substitution). En outre, avec l'augmentation du déficit budgétaire, l'IPU peut étouffer l'IPR par la réduction du crédit disponible au secteur privé ou par l'augmentation des taux d'intérêt ; et ce déficit budgétaire résultant de l'IPU, peut aussi entraîner la constitution d'arriérés de paiement de l'Etat vis-à-vis des entreprises privées (endettement interne pouvant décourager l'IPR). Sous un autre angle, une imposition élevée, due à d'énormes IPU, peut avoir un effet néfaste sur la *profitabilité attendue* et inhiber ainsi l'IPR du fait de l'aversion au risque. L'IPU financé par taxation et imposition sur les rémunérations des ménages, peut ainsi faire décroître la demande de biens future de ceux-ci ; et donc la demande

anticipée par les investisseurs : l'effet qui en suivrait, serait alors la dépression de l'IPR<sup>4</sup>.

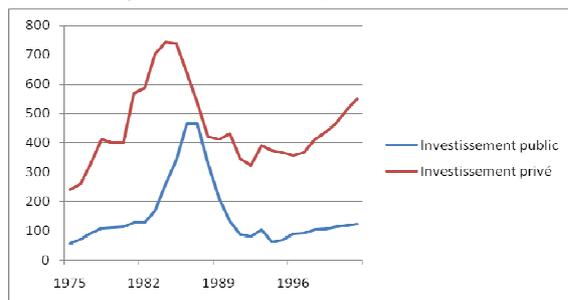
L'importance de l'analyse précédente est qu'au plan strictement théorique, l'effet de l'IPU sur l'IPR est en général ambigu. Fondamentalement, la relation peut être positive, négative ou neutre. Empiriquement, AIZENMAN et MARION (1999) n'a pas trouvé de relation claire entre les 2 variables pour un grand groupe de Pays En Développement (PED).

## Analyse descriptive de l'IPU et de l'IPR au Cameroun : IPU et IPR depuis les années 1970

Notre étude empirique est faite à l'aide de données annuelles allant de 1975 à 2002 et provenant en quasi-totalité de la Direction de la Prévision du Ministère des Finances du Cameroun<sup>5</sup>.

**Graphique 1 :**

**Evolution de l'IPU et l'IPR au Cameroun (base 1993, milliards FCFA)**



Source : Direction de la Prévision du Ministère des Finances du Cameroun

<sup>4</sup> Car l'IPR est positivement corrélé à la demande anticipée tel que nous le verrons à partir du modèle d'accélérateur flexible dans la formule (1).

<sup>5</sup> Seul le taux d'escompte (figurant en lieu et place du taux d'intérêt débiteur du fait de la longueur sérielle) est fourni par les statistiques du Fonds Monétaire International (FMI). De plus, il n'a pas été possible d'avoir une série longue sur l'IPU d'infrastructures et sur les investissements public et privé des différents secteurs d'activité. Ce qui aurait permis la désagrégation, et donc d'affiner l'effet (par secteur) de l'IPU sur l'IPR. La fiabilité de la base de données de la Direction de la Prévision du Ministère des finances est supposée acquise dès lors que ces données ont été exploitées par cette direction pour l'estimation du modèle de cadrage macroéconomique qui sous-tend les projections de l'économie camerounaise. De plus, cette direction sert de support de données macroéconomiques aux institutions internationales comme la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) et elle travaille en étroite collaboration avec l'Institut National de la Statistique (INS) pour la validation des comptes nationaux.

Les allures de l'IPU et de l'IPR laissent présager d'une non-stationnarité de type aléatoire<sup>6</sup> qui sera tout de même testée dans la suite<sup>7</sup>.

Dans l'ensemble, l'IPR semble accompagner l'évolution de l'IPU. Mais l'accroissement de l'IPU de 1978 à 1980 n'induisit pas une élévation de l'IPR pendant cette même période ; il y eut plutôt une (très légère) chute de l'IPR. Les mêmes effets se sont produits entre 1984 et 1987. De plus, des évolutions désynchronisées (déphasées) se sont poursuivies entre 1988 et 1990, 1994 et 1996 ; brouillant ainsi le sens de l'effet de l'IPU sur l'IPR au Cameroun. Par ailleurs, en dépit d'écartés épisodiques entre-elles, le graphique 1 montre que les deux séries ont une tendance d'évolution convergente sur presque toute la période. Il convient donc de retirer leur tendance commune pour percevoir ou saisir le sens réel de l'effet de l'IPU sur l'IPR.

Ainsi, devant l'impossibilité de détecter graphiquement le sens de l'effet de l'IPU sur l'IPR au Cameroun, il serait indiqué de passer au traitement économétrique. Celui-ci débute classiquement par la spécification du modèle.

Or, l'approche moderne de la détermination de l'IPR a défini un éventail large de déterminants de l'IPR. D'après les études tirées de AGENOR (2000) et effectuées pour l'Afrique Sub-Saharienne (Oshikoya, 1994 ; Hadjimichael et Ghura, 1995 ; Serven, 1998 ; Aizenman et Marion, 1999), il s'agit de : Produit Intérieur Brut (PIB), IPU, le taux de change réel (et sa variabilité) ou les termes de l'échange (troc net), le service de la dette externe ou la dette externe, le crédit au secteur privé (volume du crédit) ou le taux d'intérêt réel (coût du crédit), l'inflation et sa variabilité.

<sup>6</sup> En effet, les graphiques des séries supposent la non stationnarité puisque les processus générateurs correspondants ne semblent pas satisfaire en effet la condition d'invariance de l'espérance, et il en va de même pour la variance. De plus, il y a absence de la propriété de « mean reversion » puisque la série ne se repositionne pas autour d'un quelconque trend déterministe après un choc aléatoire (il n'y a pas de trend déterministe).

<sup>7</sup> Bien que les tests ADF (Augmented Dickey-Fuller) et PP (Phillips-Perron) sont (le plus souvent) biaisés vers l'hypothèse nulle de non stationnarité et ne fassent pas la dissemblance entre des chocs (de politique économique) à effets permanents (entraînant la non stationnarité) et des effets transitoires longs de politique (entraînant la stationnarité), ils pourront être appliqués ici étant donné l'absence d'effets transitoires longs sur le graphique 1.

## Spécification fonctionnelle de l'investissement privé

Les principales<sup>8</sup> variables retenues<sup>9</sup> pour estimer l'IPR ( $I \equiv IPR$ ) au Cameroun sont le PIB ( $P \equiv PIB$ ), l'investissement public ( $U \equiv IPU$ ), le crédit au secteur privé ( $C \equiv CRE$ ), le stock de la dette externe ( $D \equiv DET$ ) (en lieu et place du service de la dette externe, car ses données sont plus courtes), le taux d'escompte ( $E \equiv TAU$ ) et les termes de l'échange ( $T \equiv TER$ ). Toutes ces variables sont exprimées en termes réels (base 1993), et les taux sont classiquement pris en unité. Les séries logarithmiques des variables commencent par la lettre L.

L'investigation d'un modèle d'IPR se fonde ici sur le modèle d'accélérateur flexible (1) que nous adapterons par la suite. Ce modèle, basé sur le fait que les entreprises commencent par déterminer le niveau désiré de stock de capital (non observé) en fonction du volume de production qu'elles anticipent, s'exprime ainsi :

$$K_t^* = \lambda Y_t^a \quad (1)$$

Où  $\lambda$  constante ( $\lambda > 0$ ),  $K_t^*$  désigne le stock de capital national désiré et  $Y_t^a$  l'output anticipé (production attendue)<sup>10</sup>. Par la suite, ajustant leur comportement par rapport au niveau désiré de capital, elles cherchent à atteindre ce dernier soit instantanément, soit avec retards. Le stock de capital s'ajuste ainsi à un rythme  $\beta$ ; d'où le modèle d'ajustement partiel (approche permettant de lier les stocks observés et non-observés) suivant :

$$\Delta K_t = \beta(K_t^* - K_{t-1}) \quad (2)^{11}$$

<sup>8</sup> Il s'agit de l'IPR et de toutes ses variables explicatives présumées (présupposées), à l'exception par exemple du déficit budgétaire (pour éviter l'effet de masque) du fait de sa petite taille et de sa possible corrélation en boucle avec l'IPU et le service de la dette extérieure (multicolinéarité).

<sup>9</sup> Les données du taux de change réel étant de petite longueur, les termes de l'échange sont utilisés ici pour la capture des effets économiques extérieurs sur l'IPR. De plus, l'inflation et sa variabilité sont omises ici en raison des politiques monétaires prudentes de réduction de l'inflation pratiquées au Cameroun.

<sup>10</sup> Malgré une spécification simple, l'estimation de (1) par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) serait inadéquat étant donné que nous n'avons, pour l'instant, aucune mesure de  $K_t^*$ .

<sup>11</sup> Expression de l'investissement net. Elle découle du fait qu'il faut du temps pour construire, programmer et mettre en place un nouveau bien d'investissement.

où  $0 < \beta < 1$  et  $K_t$  désigne le stock de capital à la date t. Or, on sait que :

$$I_t = \Delta K_t + \delta K_{t-1} \quad (3)$$

(expression de l'IPR brut obtenue par la méthode de l'inventaire permanent) où  $0 < \delta < 1$ ,  $\delta$  est le taux de dépréciation du capital.

Mais, étant donné que le capital n'est pas directement mesurable, la relation (obtenue à partir de (1), (2) et (3)) :

$I_t = \beta \lambda Y_t^a + (\delta - \beta) K_{t-1}$  n'est pas facilement utilisable. Ainsi, en utilisant l'opérateur retard L (défini par  $Lx = x_{-1}$ ) et la relation (3), il s'ensuit que  $I_t = K_t - (1 - \delta) K_{t-1} = K_t - (1 - \delta)LK_t$ , d'où :

$$I_t = [1 - (1 - \delta)L] K_t I_t \quad (4)$$

(4) donne :  $I_t = [1 - (1 - \delta)L](\Delta K_t + K_{t-1})$ ; et de (2), il vient :

$$I_t = [1 - (1 - \delta)L][\beta K_t^* + (1 - \beta)K_{t-1}] \text{ i.e.}$$

$$I_t = \beta K_t^*[1 - (1 - \delta)L] + (1 - \beta)[1 - (1 - \delta)L] K_{t-1} \quad (5)$$

Or (4)  $\Rightarrow [1 - (1 - \delta)L] K_{t-1} = I_{t-1}$  et  $K_t^* = \lambda Y_t^a$  d'après (1), donc (5) se ramène au modèle de Koyck suivant :

$$I_t = \lambda \beta [1 - (1 - \delta)L] Y_t^a + (1 - \beta) I_{t-1} \quad (6)$$

On a alors une formule qui contient des variables observables. Mais, le coefficient d'ajustement  $\beta$  est affecté par les conditions économiques. D'où sa dépendance vis-à-vis de certains facteurs. Afin d'écrire aisément cette relation de dépendance, nous procédons ainsi : de (4), l'on a :

$$I_t^* = [1 - (1 - \delta)L] K_t^* = \lambda [1 - (1 - \delta)L] Y_t^a \quad (4')$$

où  $I_t^*$  est l'IPR désiré. (6) équivaut alors à l'ajustement partiel de l'IPR, soit :  $I_t = \beta I_t^* + (1 - \beta) I_{t-1}$ , ou encore  $\Delta I_t = \beta (I_t^* - I_{t-1})$  (6'). La vitesse d'ajustement de l'investissement, fonction d'un certain nombre de facteurs dont l'IPU et les principaux facteurs de stabilité macroéconomique

susceptibles d'influencer la décision d'investir, peut alors s'écrire<sup>12</sup> comme suit<sup>13</sup>:

$$\beta = \begin{cases} \gamma_0 + \frac{1}{I_t^* - I_{t-1}} [\gamma_1 + \gamma_2 U_t + \gamma_3 D_t + \gamma_4 C_t + \gamma_5 T_t] \\ \text{pour le crédit au secteur privé;} \\ \gamma_0 + \frac{1}{I_t^* - I_{t-1}} [\gamma_1 + \gamma_2 U_t + \gamma_3 D_t + \gamma_4' E_t + \gamma_5 T_t] \\ \text{pour le taux d'escompte.} \end{cases} \quad (7)$$

Substituant (7) dans (6') et utilisant l'expression de  $I_t^*$  donnée par (4'), l'on obtient le système d'équations<sup>14</sup> (8) suivant où  $\gamma_1$  est la constante du modèle,  $\lambda$  le coefficient d'accélération flexible :

$$I_t = \begin{cases} \gamma_1 + \lambda \gamma_0 [1 - (1 - \delta)L] Y_t^a + \gamma_2 U_t + \gamma_3 D_t + \\ + \gamma_4 C_t + \gamma_5 T_t + (1 - \gamma_0) I_{t-1} \text{ pour } C_t; \\ \gamma_1 + \lambda \gamma_0 [1 - (1 - \delta)L] Y_t^a + \gamma_2 U_t + \gamma_3 D_t + \\ + \gamma_4' E_t + \gamma_5 T_t + (1 - \gamma_0) I_{t-1} \text{ pour } E_t. \end{cases} \quad (8)$$

$\gamma_0$  est la constante de la fonction de coefficient d'ajustement  $\beta$ . L'absence de mesure de  $Y_t^a$  nous amène à poser une hypothèse concernant sa formation (hypothèse des anticipations adaptatives) :

$$Y_t^a - Y_{t-1}^a = \mu (Y_{t-1} - Y_{t-1}^a) \quad (8')$$

; où  $\mu$  est constante ( $0 \leq \mu \leq 1$ ,  $\mu$  = coefficient d'anticipation) et  $Y_t$  représente la valeur vraie du produit à la date  $t$ . En fait, les agents économiques anticipent que la période actuelle est une répétition de la période passée moyennant des adaptations conjoncturelles. Le développement progressif de (8') nous conduit à définir le niveau du produit

anticipé comme une moyenne pondérée des productions des années passées<sup>15</sup>:

$$Y_t^a = \mu \sum_{i=1}^{i=\infty} (1 - \mu)^i Y_{t-i} \quad (8'')$$

En outre, nous pouvons assimiler l'équation<sup>16</sup> (8) à estimer à une fonction de type semi-Cobb-Douglas et semi-exponentiel dont la transformation logarithmique conduit à la relation (9) :

$$\ln I_t = \begin{cases} d + \alpha_1 \ln Y_t^a + \alpha_2 \ln U_t + \alpha_3 \ln D_t + \\ + \alpha_4 \ln C_t + \alpha_5 T_t + \alpha_6 \ln I_{t-1} + \xi_t \text{ pour } C_t; \\ d + \alpha_1 \ln Y_t^a + \alpha_2 \ln U_t + \alpha_3 \ln D_t + \\ + \alpha_4' E_t + \alpha_5 T_t + \alpha_6 \ln I_{t-1} + \xi_t \text{ pour } E_t. \end{cases}$$

(9) avec  $d$  constante,  $\xi_t$  l'erreur de spécification du modèle;  $\alpha_1$  = élasticité-revenu anticipé de l'IPR;  $\alpha_2$ ,  $\alpha_3$  et  $\alpha_4$  sont aussi des élasticités;  $\alpha_4'$  et  $\alpha_5$  sont respectivement la semi-élasticité de l'IPR par rapport au taux d'escompte et aux termes de l'échange.

Signe des coefficients attendus :  $\alpha_1 > 0$  et  $\lambda \gamma_0 [1 - (1 - \delta)L] Y > 0$ ;  $\alpha_2 > 0$  et  $\gamma_2 > 0$  (aux fins d'exprimer notre hypothèse de recherche);  $\alpha_3 < 0$  et  $\gamma_3 < 0$ ;  $\alpha_4 > 0$  et  $\gamma_4 > 0$ ;  $\alpha_4' < 0$  et  $\gamma_4' < 0$ ,  $\alpha_5 > 0$  et  $\gamma_5 > 0$ .

Notons que le modèle dynamique (9) est par définition un modèle de CT et que son modèle statique de LT associé s'obtiendrait en appliquant l'équilibre stationnaire<sup>17</sup>.

À partir de l'identification d'un modèle d'IPR, les jalons nécessaires pour une estimation économétrique ont été posés. Il ne reste donc plus qu'à passer à l'estimation proprement dite.

<sup>12</sup> Nous avons considéré que les facteurs d'influence (sur le coefficient d'ajustement) sont des facteurs directs de l'IPR, cela afin de mesurer leur impact réel.

<sup>13</sup> Les nouvelles variables introduites dans cette formule ont déjà été définies au début de cette section.

<sup>14</sup> Ce modèle de synthèse se détache des modèles d'inspiration keynésienne et néoclassique en introduisant des variables supplémentaires liées aux spécificités de l'économie camerounaise (étant donné que le Cameroun est un PED). De plus, on a préféré modéliser l'IPR plutôt que le taux d'IPR malgré le problème d'unités de mesure différentes (présence de taux et de variables monétaires); cela parce que les variations du taux d'IPR ne reflètent pas correctement celles de l'IPR.

<sup>15</sup> Le coefficient de pondération affecté à la production d'une année baissant avec le temps selon une progression géométrique.

<sup>16</sup> Au vu des données (graphique 1), la logarithmisation des séries (technique de stabilisation de la variance des séries non stationnaires en variance) semble nécessaire pour obtenir de meilleures estimations par réduction des variances et par des résidus non hétéroscédastiques dérivant du lissage par la fonction logarithme. En effet, les estimations des coefficients dans un modèle linéaire sont plus précises lorsque la variabilité intrinsèque des observations autour de la droite (de régression multiple) de la population mère est minimisée.

<sup>17</sup> i.e. égalisation des variables contemporaines aux variables retardées dans (9).

## Estimations des modèles statique et dynamique d'investissement privé au Cameroun

Lorsque définies en différence première, toutes les séries sont stationnaires<sup>18</sup> (en employant le test ADF ainsi que celui de PP du fait des ruptures de tendances intervenues dans l'évolution des séries ; les résultats de ces deux tests ont été concordants), exception faite de TAU<sup>19</sup> qui est I(0). Le critère de validation est le seuil de 5 % (points critiques *asymptotiques* à 5 %) de Mc Kinnon<sup>20</sup>.

Les valeurs entre parenthèses dans les modèles représentent les statistiques de Student. L'estimation du modèle dynamique (9) d'IPR a été faite par parité avec celle du modèle statique associé. Cependant, afin de capter les effets dynamiques de l'accélérateur flexible (1), nous avons d'abord identifié l'output anticipé avant estimation de (9). En outre, afin de réduire le nombre de paramètres à estimer, d'éviter la multicollinéarité entre les variables explicatives décalées (hypothèse des MCO) et d'éviter des pertes additionnelles d'informations (puisque les séries sont assez courtes), nous avons considéré une structure finie de retards et limitée à 3 ans pour l'anticipation de la demande dans (8'). Ce qui est plausible puisque l'effet s'estompe forcément pour les périodes anciennes. Ainsi, ayant initialement posé l'hypothèse que l'IPR est un phénomène fondamentalement dirigé vers l'avenir, de sorte que les informations relevant d'un passé éloigné ne sont pas toujours indispensables, avons-nous au préalable considéré que le PIB de l'année

précédente serait adéquat pour anticiper la demande<sup>21</sup> au Cameroun. Puis, l'estimation n'ayant pas été satisfaisante, avons-nous allongé l'ordre d'anticipation du produit (étant donné que la théorie asymptotique est invariante lorsque le nombre de paramètres croît) jusqu'à 3 pour être sûr que les résidus soient correctement blanchis<sup>22</sup> et les estimateurs sans biais ; cela en évitant tout de même de générer un risque de multicollinéarité et une perte de puissance des estimations.

L'analyse statistique nous a permis d'apprécier les modèles estimés à plusieurs niveaux. Divers tests (Breusch-Godfrey<sup>23</sup>,...) ont été appliqués et nous avons apposé les diverses corrections possibles en cas de résultats non pertinents (par exemple la correction *paramétrique* de l'autocorrélation résiduelle par introduction de AR(1) et AR(2)<sup>24</sup>). Même jusque-là, il y a eu imprécision dans l'estimation du modèle (9). Afin de lever cette difficulté, nous avons reconsidéré la distribution infinie de retards (8') et avons remplacé  $Y_t^a$  par son expression dans (8)<sup>25</sup> ; ce qui nous a donné un modèle à retards échelonnés. L'utilisation de la transformation de Koyck<sup>26</sup> qui permet de passer d'un modèle à retards échelonnés (difficile à estimer par l'abondance des paramètres) à un modèle autorégressif simple dans sa spécification s'est avéré inappropriée ici à cause d'un problème d'inversion de la matrice de transformation. D'une part, cette matrice étant fonction de l'opérateur retard, son inverse le serait également ; et la transformation aboutirait alors à un modèle autorégressif à erreurs liés. Or, nous pouvons

<sup>18</sup> C'est avec la régressante et les régresseurs stationnaires que les estimateurs seront convergents, et que l'écart type et les statistiques « t » (de Student) seront asymptotiquement normaux. En effet, étant donné que la moyenne et la variance ne sont pas de bonnes caractéristiques de tendance centrale et de dispersion d'une série temporelle lorsque son processus générateur (de données) est explosif plutôt que stationnaire et que les estimateurs et statistiques de tests usuels sont des fonctions de la moyenne et de la variance, les inférences seront divergentes et les tests usuels manqueront chroniquement de puissance (même asymptotiquement) en cas de non stationnarité.

<sup>19</sup> Il serait préférable d'utiliser CRE plutôt que TAU, car CRE est I(1) comme les autres variables alors que TAU est I(0). En effet, I(1) est une propriété dominante (i.e. si  $x_t \sim I(1)$  et  $y_t \sim I(0)$ , alors  $\alpha x_t + \beta y_t \sim I(1)$  à cause de la différence dans la taille des variances, et les résidus du modèle linéaire  $x_t = a + b * y_t + \xi_t$  ne peuvent donc pas être stationnaires et a fortiori un bruit blanc gaussien (échec des hypothèses des moindres carrés ordinaires qui peuvent être revitalisées par différenciation de  $x_t$ )).

<sup>20</sup> Ces valeurs critiques asymptotiques sont pertinentes parce qu'elles ne reposent ni sur la normalité, ni sur l'homoscédasticité des aléas.

<sup>21</sup> i.e. on remplace  $Y_t^a$  par  $Y_{t-1}$  dans l'équation (9). Nous avons d'emblée fait cette hypothèse parce que la théorie économique ne nous dit pas jusqu'à quel retard calculer le revenu anticipé. Cette hypothèse signifie que les entrepreneurs se basent sur le niveau de l'activité économique antérieur pour investir.

<sup>22</sup> L'ajout de retards comme régresseurs additionnels permettrait d'éliminer toute autocorrélation résiduelle et de rendre satisfaisante la dynamique que procure (9).

<sup>23</sup> Nous n'avons pas appliqué ce test à l'ordre 2 chaque fois qu'il y avait absence d'autocorrélation résiduelle de rang 1 étant entendu que la période est annuelle.

<sup>24</sup> En se référant à Bourbonnais (2003), l'ordre doit être inférieur à 3 parce qu'un ordre supérieur à 2 ans n'est pas justifiable lorsque les séries sont annuelles. Par ailleurs, au lieu de faire une correction des estimateurs des MCO et des statistiques de Student associées à ces estimateurs pour prendre en compte l'autocorrélation résiduelle, nous avons préféré l'approche qui consiste à contrôler directement l'autocorrélation dans le modèle (et non au niveau des estimateurs) en incluant un ou plusieurs termes autorégressifs.

<sup>25</sup> On n'utilise pas (9) ici parce que le logarithme d'une somme n'est pas une somme ; le modèle ne serait plus linéaire avec l'introduction du Log de  $Y_t^a$ .

<sup>26</sup> Pour la méthodologie de la transformation de Koyck, voir Bourbonnais (2003), page 196.

estimer un modèle autorégressif à erreurs liés en procédant à deux régressions par la méthode des MCO : l'une sur les variables à niveau et l'autre sur les variables en différences premières<sup>27</sup>. Ce qui permettrait alors de déboucher sur un ECM (Error Correction Model) à la EG (Engle et Granger). D'autre part, en procédant à une reparamétrisation de (9), nous obtenons le modèle équivalent (9')-qui, mathématiquement et heuristiquement, est semblable à une représentation à correction d'erreur. En effet, de (9), il vient :

$$I_t = d + \alpha_1 Y_t^a + \alpha_2 U_t + \alpha_3 D_t + \alpha_4 C_t + \alpha_5 T_t + \alpha_6 I_{t-1} + \varepsilon_t$$

<sup>28</sup>. Ce qui nous conduit ensuite à (9') :

$$DI_t = \alpha_1 DY_t^a + \alpha_2 DU_t + \alpha_3 DD_t + \alpha_4 DC_t + \alpha_5 DT_t + (\alpha_6 - 1) \left( I_{t-1} + \frac{d}{\alpha_6 - 1} + \frac{\alpha_1}{\alpha_6 - 1} Y_{t-1}^a + \frac{\alpha_2}{\alpha_6 - 1} U_{t-1} + \frac{\alpha_3}{\alpha_6 - 1} D_{t-1} + \frac{\alpha_4}{\alpha_6 - 1} C_{t-1} + \frac{\alpha_5}{\alpha_6 - 1} T_{t-1} \right) + \varepsilon_t$$

Le modèle (9'), déduit de (9), est semblable à un ECM à la EG, car on voit apparaître clairement à gauche le modèle de CT (modèle 11 ci-dessous où  $Y_t^a$  vaut LPIB) avec variables différenciées (donc stationnaires) et à droite, celui de LT (modèle 10 ci-dessous) avec variables à niveau.

Le modèle (9') fournit une dynamique de CT semblable à un ECM à la EG, mais l'ECM à la EG présente l'avantage d'ignorer la détermination de l'anticipation du produit. Son estimation est préférée ici à l'estimation directe du modèle (9'), aussi parce qu'elle ne mélange pas les variables stationnaires et non stationnaires<sup>29</sup>. Le modèle ECM à la EG a aussi l'avantage (par rapport au modèle (9')) de faire entrer dans le même cadre d'analyse, la dynamique de CT et la *force de rappel* qui garantit la convergence vers la relation de LT (10). Fort de ces constats, nous présenterons l'estimation sous la forme EG. Le modèle statique associé (au modèle dynamique (9)) est le suivant (10):

$$\begin{aligned} \text{LIPR} = & -0,47 + 0,65 \cdot \text{LPIB} + 0,01 \cdot \text{LIPU} + \\ & (-0,41) (4,42) \quad (0,15) \\ & + 0,34 \cdot \text{LCRE} + 0,38 \cdot \text{TER} \quad (10) \\ & (3,35) \quad (3,31) \\ R^2 = & 0,77 \quad R^2_{\text{ajusté}} = 0,73 \quad F\text{-statistic} = 19,28 \\ \text{Prob}(F\text{-statistic}) = & 0,00 \quad \text{DW} = 1,23 \quad T = 28 \end{aligned}$$

Les estimateurs obtenus par les MCO dans le modèle linéaire (10) sont sans biais puisque les aléas sont centrés et le modèle est bien spécifié<sup>30</sup>. De plus, la statistique de Durbin et Watson (DW) n'est pas très inférieure à 2 (DW n'est pas proche de 0), les résidus sont homoscédastiques<sup>31</sup> d'après

<sup>30</sup> Comme le montre par exemple le RESET ou test de spécification de Ramsey. La relation entre la réponse et les variables de contrôle est véritablement linéaire (sinon, les écarts seraient distribués systématiquement au dessus puis en dessous puis à nouveau au dessus de la relation linéaire) et il n'y a pas d'omission (qui entraînerait un biais dans les estimations) de variable explicative importante (fondée théoriquement ou statistiquement) dans le modèle i.e. de variable dont l'influence sur l'IPR est systématique (sinon, les résidus ne seraient pas distribués autour de 0, mais reflèteraient le comportement de la variable omise). En fait, le terme aléatoire du modèle, en sommant les effets de variables inobservées mais bien réelles (erreurs de mesure sur LIPR, erreur de spécification...), capte déjà la non prise en compte de certaines variables, en particulier de variables dont l'influence sur LIPR n'est pas systématique.

<sup>31</sup> La logarithmisation a permis d'éviter l'hétéroscédasticité comme annoncé en section 3 ; la forme relationnelle du modèle est donc bonne. Le test de Jarque et Bera ainsi que l'estimateur ( $h=0,0521$ ) de la fonction de densité de kernel sur les résidus (plus robuste que l'estimateur de Jarque et Bera ( $=0,094 < 5,991 = \chi^2_{1-5\%}$ )) lorsque la théorie asymptotique est non standard i.e. la normalité asymptotique ne tient plus (cas de résidus non stationnaires) montrent la normalité des erreurs; ce qui autorise de faire de l'inférence sur les coefficients (à travers le t de Student) et sur le modèle (à travers la F-statistique). On peut donc effectuer (le test de Fisher d'hypothèse linéaire et) les tests de Student sur les paramètres. Nous pouvons d'ores et déjà affirmer que l'IPU n'influence pas significativement l'IPR à LT. En outre, l'absence de LDET dans ce modèle n'entraîne pas une erreur de spécification du modèle, et donc ne biaise pas les estimations : l'absence de cette variable est due en effet d'une part à la non significativité de son coefficient estimé, et d'autre part à sa corrélation forte avec une autre variable explicative, à savoir LPIB (coefficient de corrélation=0,78) -bien qu'elle dénote plus un lien descriptif que causal ou économique-, et problématique (car supérieure à  $R^2 (=0,77)$  selon l'approche du test de Klein). En effet, lorsque deux régresseurs sont très liés, il est ardu de « disjoindre » leurs effets séparés sur la régressande. Lorsque l'un d'eux s'accroît, l'autre s'accroît simultanément. A quelle augmentation affecter alors l'augmentation de la régressande ? L'élimination de la variable mineure LDET dans le modèle se justifie aussi par sa très faible corrélation (si celle-ci n'était pas faible, le modèle serait "apparemment linéaire" et non

<sup>27</sup> Cf. Bourbonnais (2003), page 182.

<sup>28</sup> Dans cette équation, chaque variable est prise en Log.

<sup>29</sup> La spécification (9), équivalente à la forme à correction d'erreur EG, présente l'avantage de montrer de manière explicite (dans sa version (9')) la dynamique entre l'IPR et ses déterminants, mais son inconvénient est qu'elle mélange des variables I(0) et I(1) tout comme le fait la spécification à correction d'erreur à la Hendry.

le test de White (avec et sans termes croisés), et les paramètres du modèle sont stables<sup>32</sup>. Tout ceci confirme que la spécification du modèle est acceptable. Le modèle (10) est le modèle statique pour lequel nous avons obtenu de meilleurs résultats ; les séries de ce modèle étant intégrées de même ordre (ici l'ordre est 1), il y a risque de cointégration au sens de EG<sup>33</sup>. Nous regardons

---

linéaire (classique) par oubli d'une variable qui se retrouve dans le résidu et qui a le malheur d'être corrélé avec une autre variable explicative non omise) avec la variable à expliquer (coefficient de corrélation entre LIPR et LDET=0,12) tandis que la corrélation linéaire entre LPIB et LIPR vaut 0,49. Cela permet de rendre à nouveau possible une méthode "toutes choses égales d'ailleurs", et donc d'éliminer la présomption de multicolinéarité -qui se traduirait par la non robustesse des coefficients estimés (en ajoutant ou en retirant une variable, l'on modifie considérablement les coefficients des autres variables explicatives)- puisque le test de Klein montre que  $R^2 (=0,77)$  n'est pas inférieur aux coefficients de corrélation simple entre les différentes variables explicatives restantes. Nous pouvons donc être certains de la non dégradation de la précision des estimations et de l'absence de mauvais tests de significativité (dans l'estimation du modèle) qui induiraient des valeurs, voire des signes, déconcertants (et ne reflétant ni les coefficients de corrélation linéaire entre variables, ni la théorie économique) pour des paramètres estimés. Le fait de ne prendre en compte que les variables les plus corrélées avec la variable à expliquer et les moins corrélées entre-elles a permis de retenir le meilleur modèle de LT (10) : c'est lui qui optimise les divers critères d'estimation (critères statistiques), à savoir la statistique de Fisher, le  $R^2$  ajusté, les critères d'Akaike et de Schwarz, la normalité des résidus.

<sup>32</sup> Le test de stabilité par la régression récursive a montré que les résidus récursifs et les coefficients de LT sont stables au cours du temps. De plus, les tests CUSUM et CUSUM carré ont montré respectivement que le modèle est structurellement stable et ponctuellement stable. Ces résultats sont conformes avec l'homoscédasticité des résidus.

<sup>33</sup> D'après le test de la valeur propre maximale de Johansen (généralement plus robuste que le test de rang qui indique ici 2 relations de cointégration), il existe une seule relation de cointégration entre les 5 variables retenues ; ce qui autorise la représentation ECM à la EG. La représentation VECM, quant à elle, n'a pas été validée ici. En effet, il y a non seulement absence de problème d'endogénéité dans (10) due à l'indépendance entre l'aléa et les variables explicatives (comme le montre par exemple la nullité des coefficients de la régression du résidu sur ces variables explicatives (ou mieux de la régression du test de Breusch-Godfrey)); mais aussi, l'estimation du VECM (laquelle réclame un nombre important d'observations pour que la procédure fournisse des résultats robustes et interprétables) a fourni des résultats insignifiants dus notamment au fait qu'on ne peut estimer un grand nombre de coefficients lorsque la taille d'échantillon n'est pas grande. Le procédé de Johansen s'effusque en effet vite à l'utilisation d'approximations trop fortes sur les estimations des paramètres ainsi qu'à l'inflation du nombre de

ensuite la cointégration (effective) de ces séries en montrant la stationnarité de l'aléa<sup>34</sup>  $u_t$ . On constate alors que le résidu du modèle (10) est stationnaire. Cela montre également que les estimateurs de (10) sont super-convergentes. Nous déterminons ensuite la dynamique de CT à correction d'erreur à la EG suivante (11) :

$$D(\widehat{LIPR})=0,15.D(LIPU)+0,69.D(LPUB)+ \\ (1,51) \quad (1,62) \\ +0,36.D(LCRE)+0,08.D(TER)-0,45U(-1) \quad (11) \\ (2,66) \quad (1,01) \quad (-2,49) \\ R^2=0,56 \quad R^2_{ajusté}=0,49 \quad DW=1,48 \quad T=27$$

Etant donné que la période d'étude n'est pas homogène telle que l'a montré le graphique 1, nous recherchons une rupture tendancielle afin de tenir compte des phénomènes aléatoires exogènes que le modèle ne saurait expliquer. L'introduction des variables *dummy* CRISE et DEV<sup>35</sup> dans le modèle de CT (11) est permise par le fait que ces variables muettes sont indépendantes et stationnaires (donc constantes à LT) : elles ne modifient (ne brouillent) pas la convergence vers l'équilibre de LT puisqu'elles sont constantes à LT et ne figurent pas dans U(-1). Le modèle final suivant à 2 étapes (noté (13)=(10)+(12)) montre ainsi que le choc de la crise de 1986 a eu un effet négatif sur l'IPR tandis que celui de la dévaluation y a eu un effet positif. Ces résultats sont conformes au graphique 1.

---

paramètres à estimer qui a pour résultat une perte tragique du nombre de degrés de liberté. Mais l'algorithme d'EG, validé par la présence d'une seule relation de cointégration et l'absence d'endogénéité/simultanéité, est moins exigeant en termes de taille d'échantillon, puisqu'il demande moins d'itérations pour la mise en œuvre de la procédure de test. Il ne reste plus qu'à vérifier que l'unique relation de cointégration est (10).

<sup>34</sup> Comme on ne connaît pas les aléas, on utilise les résidus estimés et on applique le test ADF en excluant la constante dans l'application du test (car les résidus sont stationnaires autour de zéro sous l'hypothèse de cointégration) et en comparant le t-statistique à la valeur critique de la table de Mac Kinnon (celle-ci, en permettant une meilleure prise en compte du nombre de variables de la relation de long terme et de la taille de l'échantillon, est plus précise que les tables d'EG et de DF), ou encore, on teste la statistique de DW par rapport à zéro :  $1,23=DW>0,386$  à 5 %. On trouve ainsi que les aléas sont stationnaires.

<sup>35</sup> CRISE vaut 0 sur toute la période d'étude, sauf en 1986 où elle est égale à 1 pour tenir compte de l'ampleur du choc. De même, DEV vaut 1 en 1994 et 0 ailleurs. Avec l'introduction de ces 2 variables, le test de stabilité par la régression récursive montre que tous les coefficients de (12) sont constants (donc parfaitement stables) au cours du temps ; ce qui dénote la très bonne qualité statistique de ce modèle.

◆ **Modèle de long terme** (correspondant à (10))<sup>36</sup> :

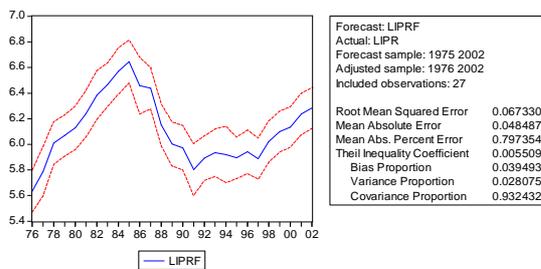
$$\begin{aligned} \text{LIPR} = & -0,47 + 0,65 \cdot \text{LPIB} + 0,01 \cdot \text{LIPU} + \\ & (-0,41) \quad (4,42) \quad (0,15) \\ & + 0,34 \cdot \text{LCRE} + 0,38 \cdot \text{TER} \quad (10) \\ & (3,35) \quad (3,31) \\ R^2 = & 0,77 \quad R^2_{\text{ajusté}} = 0,73 \quad F\text{-statistic} = 19,28 \\ \text{Prob}(F\text{-statistic}) = & 0,00 \quad \text{DW} = 1,23 \quad T = 28 \end{aligned}$$

◆ **Modèle de court terme** (noté (12)):

$$\begin{aligned} D(\widehat{\text{LIPR}}) = & 0,29D(\text{LIPU}) + 0,70D(\text{LPIB}) + 0,38D(\text{LCRE}) \\ & (3,24) \quad (2,02) \quad (3,40) \\ & + 0,08D(\text{TER}) - 0,56U(-1) - 0,22\text{CRISE} + 0,28\text{DEV} \\ & (1,22) \quad (-3,58) \quad (-2,57) \quad (2,94) \\ R^2 = & 0,75 \quad R^2_{\text{ajusté}} = 0,68 \quad \text{DW} = 1,86 \quad T = 27 \end{aligned}$$

Graphique 2 :

**Courbe théorique (LIPRF) du Log de l'IPR de 1976 à 2002 (10<sup>9</sup> F.CFA, base 1993)**



Source : Direction de la Prévision du Ministère des Finances du Cameroun, et calculs de l'auteur

On constate que la courbe théorique est assez proche (du Log)<sup>37</sup> de la courbe de l'IPR (du

<sup>36</sup> Après s'être assuré de l'existence d'une relation de cointégration entre les variables, nous n'avons pas jugé nécessaire d'utiliser la méthode d'estimation par les MCO dynamiques de STOCK et WATSON (1993) en ajoutant à la régression de cointégration des décalages passés et futurs (pour éliminer les effets endogènes) de la différence première des variables de la "droite" de la régression ; ceci parce que les MCO d'après l'approche d'EG ne présente pas ici de problème de biais d'échantillon (qui serait, le cas échéant, d'ordre  $T^{-1}$  selon HAMILTON (1994)), en présence d'un échantillon de petite taille, dont la source proviendrait du biais de simultanéité. Il y a en effet ici absence de corrélation entre le terme d'erreur et les variables explicatives. Par ailleurs, dans l'expression (10), figure seulement la composante permanente de la série  $I(1)$  LIPR (la marche aléatoire ou "droite" de régression), sa composante temporaire (série stationnaire  $U$ ) figure comme variable explicative dans (12) en étant retardé d'une période.

<sup>37</sup> La fonction logarithme népérienne est en effet continue et strictement croissante (donc bijective) sur son domaine de définition.

graphique 1)<sup>38</sup>. Les critères "coefficient d'inégalité de THEIL" (=0,00) et "erreur absolue moyenne en pourcentage (MAPE=0,79%) ou erreur absolue moyenne (=0,04)", proches de 0, montrent aussi que le modèle a un bon pouvoir prédictif<sup>39</sup>, qu'il donne lieu à une bonne simulation et représente bien la réalité.

## Interprétation des résultats

Le modèle d'IPR étant estimé, nous procéderons d'abord à une analyse statistique pour vérifier sa validité ; puis, une analyse économique nous permettra de présenter le modèle à la loupe macroéconomique dans le but d'analyser l'effet de l'IPU sur l'IPR au Cameroun à travers l'élasticité.

## Analyse statistique

La constante du modèle de LT n'étant pas significative<sup>40</sup>, le  $R^2$  ne peut par conséquent pas être

<sup>38</sup> Avec une croissance linéaire forte de 1976 à 1984, un point culminant en 1984, une chute linéaire de 1984 à 1992, une stagnation de 1993 à 1997, et une remontée linéaire de 1997 à 2002, la capacité prédictive du modèle est acceptable étant donné que le modèle a pu rendre compte graphiquement de tous les points d'inflexion (de l'IPR dans le graphique 1). De plus, l'utilisation de notre modélisation de l'IPR en simulation dynamique permet de mettre en évidence, comme la réalité laisse entrevoir, des périodes alternées de surinvestissement (période où l'IPR est plus élevé que ce que suggèreraient la dynamique de ses fondamentaux) et de sous-investissement ; en particulier, la simulation fait apparaître une période de surinvestissement peu marquée avant 1984. D'après notre estimation, ce surinvestissement aurait atteint son maximum en 1984. À partir de cette date, l'on observe une résorption progressive de ce surinvestissement. Puis, s'ensuit alors une période de sous-investissement des entreprises camerounaises à partir de 1986, conformément à la politique d'austérité et aux programmes d'ajustement structurel mis en œuvre à cette époque. Avec le retour d'une capacité de financement au milieu des années 1990, l'IPR simulé se révèle identique à celui observé.

<sup>39</sup> Le calcul des intervalles de confiance prévisionnels est en fait autorisé par la normalité des erreurs.

<sup>40</sup> Cela montre qu'il n'y a pas d'investissement privé (incompressible) sans les variables explicatives retenues, il n'y a pas d'IPR qui ne dépende pas d'elles (quasi-exhaustivité des variables explicatives retenues). Par ailleurs, étant donné qu'il existe au moins un régresseur « sans signification » (i.e. un régresseur dont le coefficient est nul), en l'occurrence la constante et LIPU, il est souhaitable de substituer le  $R^2$  corrigé des degrés de liberté ( $R^2_{\text{ajusté}}$ ) au  $R^2$  ; cette statistique permet alors de réduire judicieusement  $R^2$ , ou mieux d'éviter l'accroissement de la valeur du  $R^2$  lorsqu'on introduit un régresseur « sans signification » dans le modèle. En effet,  $R^2$  est monotone croissant en fonction du nombre de régresseurs ; il est donc biaisé à la hausse lorsque le nombre de régresseurs est élevé.

interprété. Toutefois, le fait que sa valeur ajustée (0,73) soit proche de 1 montre la fiabilité des estimations des paramètres. En outre, on peut apprécier la qualité de l'ajustement (robustesse du modèle) par la congruence du modèle avec la réalité telle que l'a montré le graphique 2. De plus, le coefficient retardé (coefficient de  $U(-1)$ ), significativement négatif<sup>41</sup>, valide la représentation à correction d'erreur ; le modèle (10) est donc un équilibre stable de LT. Ce coefficient « terme de correction d'erreur », défini à  $-0,56$ <sup>42</sup>, indique que les chocs<sup>43</sup> sur l'IPR au Cameroun se corrigent à 56 % par an et par l'effet de « feed-back ». Ainsi, un choc constaté au cours d'une année donnée est résorbé dans un voisinage de deux ans comme le confirme le graphique 1 (années 1978-1980, 1984-1987, 1988-1990, 1994-1996).

<sup>41</sup> Ce coefficient est négatif parce que le *délai moyen* de réplique de l'IPR<sub>t</sub> suite à une variation, peut s'écrire comme suit :  $-(\lambda_1+1)/\lambda_1$ . La dynamique serait permanente et le retard moyen d'ajustement à la solution de LT illimité si  $\lambda_1=0$ . Par contraste, la dynamique serait absente dans le modèle, et l'ajustement sans délai si  $\lambda_1=-1$ . Le temps étant une variable positive, on comprend ainsi pourquoi  $\lambda_1$  doit être significativement négatif.

<sup>42</sup> Ce coefficient étant significativement négatif (même à 1 %), cela confirme notre observation (cf. graphique 1) selon laquelle l'IPU et l'IPR ont une tendance d'évolution convergente ; et cela signifie que l'écart entre LIPR et ses déterminants se restreint au fil du temps. Ainsi, quand bien même ces variables s'écartent de l'équilibre (10) un certain temps, on s'attend à ce que des forces économiques (telle qu'une mesure de politique économique ou une intervention publique) restaurent pour ainsi dire l'équilibre (les variables suivent donc un sentier d'équilibre de LT bien qu'à CT, elles puissent diverger substantiellement de cet équilibre). En effet, la dynamique du taux de croissance de l'IPR est déterminée par une cible de long terme (la relation de cointégration (10)). S'il existe un écart positif à la période  $t-1$  par rapport à cette relation de LT à cause d'un choc structurel sur l'IPR (lequel ne doit pas résulter d'un choc structurel de PIB, de CRE, d'IPU ou encore de TER en raison de l'absence de corrélation entre l'aléa et ces variables explicatives), alors le coefficient négatif devant la relation de LT ( $-1$ ), implique une diminution du taux de croissance de l'IPR à la date  $t$ . A LT, les déséquilibres entre l'IPR et ses déterminants se compensent de sorte que ces séries ont des évolutions similaires.

<sup>43</sup> Nous interprétons le résidu théorique en lui donnant le sens d'un choc parce que (10) est un modèle structurel (il y a en effet indépendance entre le résidu et les variables explicatives) et non un modèle descriptif (où l'application des MCO conduirait à des estimateurs biaisés et non convergents) qui décrirait des corrélations entre la variable dépendante et les variables explicatives sans pour autant révéler par là une relation de causalité i.e. qui décrirait la façon dont la variable dépendante est distribuée dans le temps conditionnellement aux variables explicatives. Par ailleurs, si la représentation VECM avait été satisfaisante, nous aurions pu donner une estimation de l'impact sur l'IPR d'un choc structurel sur l'IPU à travers la fonction de réponse impulsionnelle.

Des résultats du modèle (13), il ressort que les coefficients des variables de contrôle de l'IPR au Cameroun ont tous les signes attendus de la théorie économique<sup>44</sup> (cf. section 3). Le modèle statique de LT est globalement significatif avec une probabilité du F-statistic (nulle) très inférieure à 5%. Par ailleurs, pour cette spécification de LT, et par respect du principe de parcimonie, seule la variable dont le coefficient est significatif a été retenue dans la version finale du modèle estimé<sup>45</sup> (excepté l'IPU qui est notre variable d'intérêt). De plus, un R<sup>2</sup> de la régression de cointégration relativement faible aurait été un avertisseur d'alarme de défaillance de la méthode à deux étapes et il aurait été alors nécessaire de revenir à la méthode à une étape (9'). Le coefficient positif de LIPU montre un effet de complémentarité que l'IPU exerce sur l'IPR à CT<sup>46</sup>. Mais, le test de Wald sur le coefficient de LIPU montre que l'élasticité de CT de l'IPR par rapport à l'IPU est différente de 1 ; cette élasticité est d'ailleurs très largement inférieure à 1. Il n'est donc pas surprenant que l'IPU ait un effet positif non significatif sur l'IPR dans le LT. De plus, le test de Wald d'égalité à  $-1$  du coefficient de  $U(-1)$  montre qu'il n'y a pas résorption annuelle des chocs sur l'IPR et cela indique ainsi un ajustement pas très rapide vers le modèle de LT. L'équation de CT fonctionne alors comme rappel « visqueux » à la cible de LT.

Le fait que le coefficient de LPIB soit proche de 1 dans les modèles de CT comme de LT, indique un impact significatif du PIB sur l'IPR (effet accélérateur). À CT, la croissance relative de l'IPR est fortement influencée par celle du PIB. En fait, le test de Wald indique que le coefficient correspondant à LPIB est très fort et égale à 1 à CT. Cela confirme l'idée selon laquelle l'IPR est un reflet assez fidèle de la conjoncture économique. Une hausse du PIB d'1%, toutes choses étant égales par ailleurs, engendre une hausse identique de l'IPR

<sup>44</sup> Même en cas de non significativité d'une variable. Ils ne remettent donc pas en cause notre « probabilité personnelle a priori ». En réalité, l'objectif "explicatif" de notre modèle est sous-tendu par une connaissance a priori du domaine concerné.

<sup>45</sup> Bien que les estimations des coefficients restent sans biais en présence de variables explicatives superflues, elles sont néanmoins moins précises que celles du modèle vrai. Elles ne sont plus efficaces, l'estimation étant "brouillée" par la présence de variables inutiles. Cela justifie aussi pourquoi LDET ne figure pas dans (10).

<sup>46</sup> Le terme "complémentarité" ne traduit ici qu'un entraînement (une causalité) à CT de l'IPR par l'IPU mis en évidence empiriquement. Les tests statistiques n'ont en effet pas validés l'hypothèse selon laquelle l'IPU puisse être lui-même fonction de l'IPR ; hypothèse qui se justifierait par la théorie suivante : un pays dans lequel s'implantent des multinationales peut chercher à répondre aux attentes des investisseurs en termes d'infrastructures publiques, par exemple.

à CT. Ce qui est conforme au principe de l'accélérateur flexible (formule (1)) : lorsque la demande s'accroît de 1%, les entrepreneurs anticipent une augmentation du revenu et investissent proportionnellement à cette augmentation.

En outre, le modèle de CT indique que l'IPR s'ajuste dynamiquement à l'IPU : le coefficient de LIPU a un signe positif et est significatif. De plus, DW est proche de 2<sup>47</sup> dans le modèle de CT, il s'ensuit que les résidus ne sont pas auto-corrélés et le pouvoir explicatif de ce modèle n'est donc pas affaibli ; ce qui confirme davantage la représentation à correction d'erreur. Cependant, l'ajustement n'est pas proportionnel (il y a convergence à plus d'un an), car le retard moyen de résorption d'un choc sur l'IPR est de 4 ans et 2 mois. En effet, le test de Wald sur le terme correcteur d'erreur (noté  $\lambda_1$ ) montre que  $\lambda_1$  est significativement égal à -0,24 ; et donc  $-(\lambda_1+1)/\lambda_1$  vaut 3,17. Ainsi, à la suite d'un déséquilibre entre les niveaux désiré et effectif de l'IPR, l'ajustement de l'IPR à l'équilibre de LT se fait après (1+3) ans + 0,17 × 12 mois, soit 4 ans et 2 mois. Or, le LT est défini comme plusieurs fois le temps de relaxation du système dynamique (10)+(12) lorsqu'il est stable. Donc le délai moyen d'ajustement (dégressif) de l'IPR à l'IPU, fonction de l'effet de CT et de ce temps de relaxation, est égale à un multiple de 4 ans (ou mieux de 4 ans et 2 mois).

En fait, la présence d'un effet de neutralité de l'IPU sur l'IPR à LT<sup>48</sup>, faisant suite à un effet de

<sup>47</sup> Même si le modèle estimé de CT ne comporte pas de terme constant, nous interprétons la statistique de DW (DW proche de 2 signifie, d'après sa formule, que le coefficient d'autocorrélation des résidus est proche de 0) ; car nous n'utilisons pas la table de DW et les conditions d'utilisation sans table du test de DW sont bien respectées selon nous : le modèle est spécifié en séries temporelles, la variable à expliquer ne figure pas en retard parmi les variables explicatives, le nombre d'observations est supérieur à 15. Par contre, le test avec tables suppose un terme constant car les tables de DW sont le plus souvent tabulées pour les modèles comportant un terme constant (voir BOURBONNAIS (2003), page 127). L'absence d'autocorrélation est d'ailleurs confirmée par le test de Breusch-Godfrey aux ordres 1 et 2 ; le test DW ne testant qu'une autocorrélation d'ordre 1 des erreurs (même en cas de séries d'une périodicité autre qu'annuelle et non désaisonnalisées) ; voir BOURBONNAIS (2003) page 124.

<sup>48</sup> Il n'est pas surprenant que LIPU n'influence pas LIPR à LT bien que le coefficient de leur corrélation linéaire soit 0,72 et que le test de causalité de Granger montre que LIPU cause LIPR au sens de Granger. En effet, si  $x$  (=LIPU) n'est pas la seule cause de  $y$  (=LIPR) et qu'une autre cause possible  $z$  (=TER) n'est pas indépendante de  $x$ , alors la corrélation statistique entre  $x$  et  $y$  capture plus

complémentarité de CT, montre qu'une augmentation de l'IPU à un instant donné ne se répercute pas indéfiniment (i.e. à LT) sur l'IPR : l'effet de cet accroissement n'est donc pas permanent et va en décroissant : on peut parler de *non persistance de l'effet de complémentarité*. À CT (i.e. à la première période), l'impact de l'IPU sur l'IPR vaut 0,29. Mais cet impact décroît bien après jusqu'à s'annuler à LT. L'élasticité de l'IPR par rapport à l'IPU à CT (soit 0,29) montre qu'une hausse de l'IPU d'1% sur 1 an, toutes choses étant égales par ailleurs<sup>49</sup>, engendre une hausse immédiate de 0,29% de l'IPR pendant la même année. Mais si un choc structurel (de 0,01 par exemple) survient sur l'IPR pendant une année et que seul l'IPU varie l'année suivante, de 1% par exemple, alors l'IPR variera l'année suivante moins que prévu ; non plus de 0,29%, mais de 0,29% - 0,24 × 0,01% = 0,2876% puisque les chocs sur l'IPR se corrigent significativement à 24% par an comme le montre le modèle de CT et le test de Wald précédent. En effet, par différentiation de (12), il vient :

$$\begin{aligned} \frac{dD(LIPR)}{dt} &= \frac{dD(LIPR)}{dD(LIPU)} \times \frac{dD(LIPU)}{dt} + \frac{dD(LIPR)}{dU(-1)} \times \frac{dU(-1)}{dt} \\ &= (0,29 \times 1) + (-0,24 \times \frac{dU(-1)}{dt}) \end{aligned}$$

(14) sous l'hypothèse d'absence de variation des variables explicatives autres que l'IPU. Cette formule permet ainsi, sous cette hypothèse, de capter les effets cumulés sur l'IPR d'un accroissement de l'IPU et d'une variation du choc antérieur sur l'IPR. Elle montre comment le "terme correcteur d'erreur" permet de tendre vers la relation de LT<sup>50</sup>.

ou autre chose que la relation de causalité entre  $x$  et  $y$  (dans ce cas, si on régresse  $y$  sur  $x$  sans inclure  $z$ , le coefficient de la régression linéaire serait surestimé si la corrélation entre  $x$  et  $z$  est positive et sous-estimé si elle est négative ; il y aurait alors simultanéité (et donc endogénéité) et le modèle serait "apparemment linéaire" (i.e. linéaire à variable explicative endogène) et non linéaire (classique) puisqu'on a oublié  $z$  qui se retrouve dans le résidu et qui a le malheur d'être corrélé avec  $x$ ). Ou encore,  $x$  et  $y$  sont déterminées toutes deux par une 3<sup>e</sup> variable (TER) qui agit avec des délais différents (ce sont en fait les chocs des termes de l'échange qui affectent simultanément l'IPU et l'IPR). Ce qui fait conclure à tort que  $x$  exerce une causalité au sens de Granger sur  $y$ . Cette limite du test de causalité au sens de Granger a été résolue naturellement par la régression multiple (sorte de causalité multivariée).

<sup>49</sup> Y compris le choc structurel sur l'IPR de l'année précédente.

<sup>50</sup> Ainsi, quand bien même l'IPR et ses déterminants s'écartent de l'équilibre (10) un certain temps (en raison d'une promotion des investissements privés par exemple), on s'attend à ce qu'une force de rappel économique (telle

Au final, l'IPU influence surtout l'IPR lors de sa mise en œuvre ou peu après, et de moins en moins au fur et à mesure du temps ; mais après un multiple de 4 ans et 2 mois, l'effet complémentaire fait place à l'effet neutre. Cette influence décroissante au fil des années, résulterait d'une dépréciation progressive des biens d'IPU ; car tout bien d'IPU ne s'use pas en un an<sup>51</sup>, mais a des effets sur plusieurs années. L'effet de complémentarité de CT permet de saisir le sens réel de l'effet de l'IPU sur l'IPR à CT, et l'effet de neutralité de LT serait une résultante de la dépréciation progressive des biens d'IPU jusqu'à un seuil engendrant la neutralité (ajustement dégressif). L'élasticité de l'IPR par rapport à l'IPU à LT (=0,01), positif mais non significatif, signifie qu'une augmentation de l'IPU de 1% conduit à LT (i.e. après le temps moyen T' de dépréciation préjudiciable des biens d'IPU (qui est un multiple de 4 ans)) à une augmentation de très faible ampleur et non significative de l'IPR égale à 0,01%, en raison d'un basculement dans le temps de l'effet de 0,29 de la première période à 0,01 à la période T'.

### **Analyse économique du lien investissement public-investissement privé au Cameroun**

L'effet d'un accroissement de l'IPU sur l'IPR va en décroissant jusqu'à se neutraliser ; ce qui montre que les biens d'IPU se déprécient au fil du temps jusqu'à ce que l'effet sur l'IPR soit neutre ou non significatif. L'effet de neutralité à LT dénote le manque d'entretien de l'IPU qui fait défaut à l'investissement des entreprises (le délestage électrique empêche à "Aluminium du Cameroun" et à d'autres industries manufacturières de doubler leur production). Aussi, les écrits de BANQUE MONDIALE (1996) s'avèrent encore valides de nos jours du fait du manque d'infrastructures à LT qui fait défaut à l'IPR. L'accroissement de l'IPU n'est pas synonyme d'accumulation permanente dans le secteur privé à LT. Ainsi, l'Etat fonctionne sur le CT et ne mène pas concrètement une politique fiable en matière d'IPU.

Le moral des investisseurs pourrait traduire la différence d'effets entre les court et long termes : à CT, l'IPU leur est favorable et ils investissent en conséquence (d'autant plus que c'est le secteur privé qui fournit à l'Etat les équipements publics et

qui exécute les investissements infrastructurels) ; mais à LT, ils ne ressentent plus cet effet. Cela peut s'expliquer par le fait que les équipements publics et réseaux électrique, téléphonique, routier, hydraulique, ferroviaire, maritime, aérien etc.<sup>52</sup> ne sont pas entretenus permanemment et cela confirme le propos<sup>53</sup> : « Le problème du Cameroun n'est pas celui de la quantité, mais celui de la qualité ». Le manque d'entretien/faible qualité des infrastructures et équipements publics est d'ailleurs reconnu par le Gouvernement. En effet, le président du comité de gestion du Fonds routier, faisait noter (cf. CAMEROON TRIBUNE (2005)) le 13 avril 2005 que : « La qualité n'est pas toujours garantie », puis « L'ensemble du réseau routier doit être pris en charge », et enfin « Les travaux réalisés doivent être de bonne qualité ».

De plus, la présence d'un retard moyen d'ajustement de 4 ans et 2 mois signifie que lorsque l'Etat investit, l'effet positif de cet IPU se neutralise après un multiple de 4 ans et 2 mois (en moyenne) en raison notamment d'une dépréciation préjudiciable à l'IPR. Donc globalement, les réseaux de transport, infrastructures et équipements publics se dégradent de manière préjudiciable à l'IPR en moyenne après un multiple de 4 ans et 2 mois. Cela est d'autant plus vrai que l'Etat est souvent obligé de refaire l'éclairage public, de réfectionner des pistes rurales ou équipements ou routes, etc. On peut aussi voir dans cette neutralité de LT le rôle peu significatif sur l'IPR des dépenses assez énormes (près de 50%) d'IPU non complémentaires à l'IPR telles que l'administration des infrastructures économiques, sociales et administratives ainsi que les dépenses d'équipements publics<sup>54</sup>.

<sup>52</sup> D'après la nomenclature budgétaire à partir de laquelle le comptable national fait son traitement, la composante infrastructurelle de l'IPU englobe l'administration, la construction et l'entretien des infrastructures économiques, sociales et administratives dans leur ensemble : bâtiments et ouvrages d'art, routes, voies navigables, installations portuaires, aéroports, installations ferroviaires, installations des postes et des télécommunications. Elle inclue les activités d'approvisionnement en eau, d'aménagement urbain, de logement, de protection de l'environnement ainsi que la distribution de l'énergie sous toutes ses formes. Cette composante représente près de 75% de l'IPU.

<sup>53</sup> cf. deuxième page de l'introduction.

<sup>54</sup> Les équipements publics (machines, armement, mobilier et matériel (de bureau, de transport...)) représentent environ 25% de l'IPU au Cameroun. La rubrique "administration des infrastructures économiques, sociales et administratives", comprenant les dépenses des études dans divers domaines, de renforcement des capacités et formation, représente quant à elle près de 25% de l'IPU.

qu'un mécanisme de marché) restaure progressivement l'équilibre.

<sup>51</sup> Puisque l'investissement est la dépense de biens qui, dans un processus de production, couvre le cycle de production d'un an i.e. c'est la valeur des biens durables acquis pour être utilisés pendant au moins un an dans le processus de production.

Globalement, l'IPU se résume presque essentiellement aux dépenses d'administration des infrastructures (près de 25%), aux dépenses d'infrastructures physiques de base (construction et entretien des infrastructures économiques et sociales dans leur ensemble/BTP<sup>55</sup>), aux dépenses de machines, mobilier et matériel (ordinateurs, automobiles...). On voit donc que seule la composante en infrastructures de base, et plus particulièrement celle en travaux publics (TP), est vraiment susceptible d'influencer positivement et significativement l'IPR. Mais comme la proportion des infrastructures de base dans l'IPU n'est que de 50% en moyenne et que celle des TP (construction et entretien) y est plus faible (27% de l'IPU environ), on comprend pourquoi l'IPU exerce un effet de neutralité sur l'IPR à LT (manque d'infrastructures de base ou faible accordée aux TP). Bien évidemment, la dépréciation progressive et le manque d'entretien/faible qualité des infrastructures physiques dans leur ensemble (BTP) contribuent à cette neutralité de LT du fait de l'amortissement.

Nous constatons en outre que l'IPU n'exerce pas un effet de substitution sur l'IPR. Cela peut s'expliquer par le fait que l'Etat camerounais se comporte de nos jours comme un Etat libéral et non plus comme un Etat interventionniste en s'occupant de plus en plus de biens purement publics, et en rétrocédant progressivement ses parts d'actions dans les entreprises. Cela montre que l'Etat a fait des efforts notables et relativement satisfaisants en matière d'application des réformes libérales des Institutions de Bretton Woods. D'où l'atteinte du point d'achèvement de l'initiative Pays Pauvres Très Endettés en avril 2006.

Ainsi, l'Etat n'occupe plus en moyenne aujourd'hui des secteurs porteurs du privé ; il y a donc une plus grande accordée aux investissements publics d'infrastructures plutôt que de production tel que le montre l'effet positif de CT de l'IPU sur l'IPR. De fait, les *core infrastructures* développent des externalités positives aussi multiples que diffuses ; et donc complètent l'IPR à CT. Cette leçon a été tirée avec force par la théorie de la croissance endogène<sup>56</sup>.

En outre, les infrastructures physiques et équipements publics, actionnées par les politiques budgétaires, ont un effet keynésien d'expansion de

la demande globale (et de l'IPR), et développent un effet anti-cyclique en période de contraction de l'activité économique<sup>57</sup>. Elles permettent aux investisseurs de réagir favorablement à de nouveaux débouchés et elles rendent juteuses des activités non rentables sans elles, et plus juteuses encore des activités présentes. Ce qui entraîne des rendements élevés des IPR.

Par ailleurs, l'imposition élevée (laquelle finance l'IPU) que connaît le Cameroun n'induit pas un effet absolument négatif et significatif de l'IPU sur l'IPR (il n'y a donc pas une anticipation très moindre du produit de la part des investisseurs) d'autant plus qu'elle sert à réaliser l'IPU en équipements et en infrastructures (lequel crée un climat d'investissement amical) qui compense l'éviction de l'IPR due à l'imposition. Cet effet négatif de l'imposition croissante n'est probablement pas marginal, sinon l'effet de l'IPU sur l'IPR serait probablement plus élevé à CT et pas neutre à LT. En effet, le modèle de croissance endogène développé par BARRO (1990) dégage parmi ses résultats l'existence d'un niveau optimal d'imposition et par conséquent une taille optimale de l'Etat pour maximiser la croissance de l'économie (*Problèmes Économiques*, 1997).

Par ailleurs, la dette interne n'appauvrit pas le secteur privé (entreprises et ménages) à tel point qu'il y ait inhibition de l'IPR ; ou plutôt, l'effet négatif de l'endettement interne de l'Etat (dû à l'IPU) est compensé largement et globalement par les investissements d'infrastructures/équipements réalisés par l'Etat, lesquels fournissent des biens publics (partiels) essentiels et vitaux pour le secteur privé (étant donné qu'ils ne font pas l'objet de rivalité<sup>58</sup>, ni d'exclusion<sup>59</sup>).

Ainsi, la construction de nouveaux hôpitaux et écoles et plus généralement de nouvelles infrastructures de base dans les milieux ruraux (où se focalise en majorité la pauvreté sous ses différentes formes) serait très bénéfique au secteur privé par la génération d'externalités positives. Les investissements infrastructurels allongent les marchés nationaux et locaux en les intégrant à d'autres plus immenses, amplifiant ainsi le spectre des opportunités économiques que les nécessiteux peuvent saisir ; d'où un fonctionnement plus efficace des marchés par l'amoindrissement des

<sup>55</sup> Bâtiments (peinture annuelle, construction, entretien...) et Travaux Publics (i.e. forages, construction et entretien de routes, entretien de voiries, etc.).

<sup>56</sup> L'un des résultats empiriques les plus itératifs et les plus robustes de la théorie de la croissance endogène, est que la composante en infrastructures de l'investissement a un effet macroéconomique énorme sur l'activité économique.

<sup>57</sup> Comme l'affirment les disciples de la théorie interventionniste.

<sup>58</sup> Condition où l'usage d'un service par un agent économique n'amoindrit ni la qualité, ni la quantité du service disponible pour les autres agents économiques (par exemple, une infrastructure routière avant congestion).

<sup>59</sup> Condition dans laquelle il est impossible d'exclure un agent économique qui conteste la paye du service.

coûts de transaction. En outre, les infrastructures (relatives à l'eau potable, la mobilité, l'électricité,...) fournissent la capacité à l'homme d'avoir une activité productive et elles (transport, énergie, santé, ...) réduisent la vulnérabilité des pauvres aux risques et peuvent ainsi débloquent le potentiel de contrées entières. Enfin, les infrastructures font augmenter la productivité agricole et donc le revenu des ménages, leur santé, leur nutrition, leur éducation (les effets sont amplifiés de par la synergie entre éducation et investissements routiers...). On constate ainsi que chaque dimension du développement humain est directement ou indirectement touchée, et donc potentiellement soutenue par les infrastructures. Les enjeux du développement des investissements infrastructurels sont au demeurant considérables.

C'est à la lumière du besoin de consolidation de la croissance et de développement de l'IPR que la méditation sur les infrastructures physiques et équipements publics doit être comprise : au carrefour des effets d'entraînement sur le secteur privé, de la fourniture de services publics aux implications sociales vitales, et de l'aménagement d'un territoire conditionné conjointement par une grande poussée démographique (notamment dans les villes qui canalisent l'émigration en masse des populations rurales) et par une prévalence élevée de la pauvreté rurale. Le développement de l'IPR est « partie prenante » de la dynamique des infrastructures physiques et équipements publics, laquelle entraîne concurremment un développement de l'agriculture et une envolée de l'industrialisation dans les villes. Précisément, il serait avantageux que la programmation d'IPU en infrastructures n'ait pas exclusivement pour cible la diminution des poches de pauvreté présentes, ce qui appelle un effort de désenclavement des milieux ruraux ; mais aussi pour fin d'éviter la génération de nouvelles poches de pauvreté qui sont liées à une urbanisation médiocrement maîtrisée, ce qui requiert d'énormes IPU en infrastructures dans les centres urbains, par exemple dans les transports et la viabilisation (eau potable, assainissement, électricité, communications...). Dans la condition d'une dynamique d'IPR, la pauvreté change de couleur, et les politiques de diminution de la pauvreté doivent intégrer ce changement.

L'Etat doit mettre encore plus l'accent dans le secteur (fondamental) routier<sup>60</sup>. On sait en effet que la route est au cœur du développement car les infrastructures de transport sont indispensables au

<sup>60</sup> Ce secteur représente près de 19% de l'IPU au Cameroun et contribuerait fortement à la significativité de l'effet de l'IPU sur l'IPR à CT. L'effet de neutralité de LT, intervenant après le temps de dépréciation préjudiciable, suppose alors un manque d'entretien ou une faible qualité des routes.

secteur privé. En fait, les investisseurs sont généralement persuadés que les investissements dans les infrastructures de transport rénovent les structures de l'économie à LT. Cette certitude est basée sur l'idée que des transports sûrs, rapides et peu onéreux sont l'un des soubassements des zones florissantes. En revanche, l'absence de ce type d'investissements fait barrière à la croissance et à la productivité du travail. Les rabais de coûts de transport, les accroissements de débit (volume de trafic), les gains de temps et d'accessibilité (amélioration de l'accessibilité, raccourcissement du temps de déplacement) ont un impact positif et significatif sur de nombreuses activités. Ces gains inciteraient alors l'investissement des firmes, favoriseraient le fonctionnement des marchés concurrentiels et l'accès à l'emploi, et seraient davantage visibles dans le revenu des foyers et l'investissement du secteur privé.

En outre, les infrastructures de transport communautaires doivent être améliorées afin de conserver la place camerounaise de pilier de l'Afrique centrale, lorsqu'on sait que le Cameroun a un profil pluri-exportateur en acheminant d'importants produits d'exportation (électricité...) vers les pays voisins (Gabon...), qu'il possède un port alimentant des pays de la sous-région et qu'il sert de lieu de transit pour les exportations des pays voisins. Il s'agit par exemple de l'axe Est-Grand Nord où transitent bon nombre de produits d'exportation par les routes et chemins de fer. Le manque d'infrastructures communautaires à LT (ou le manque d'entretien de celles-ci) peut handicaper sévèrement l'IPR dès lors que la sous-région représente un marché important pour les investisseurs camerounais.

De plus, le Cameroun servant de lieu de transit pour les exportations des pays voisins, il convient d'entretenir les infrastructures communautaires, afin de conserver la carte de visite du Cameroun dans la sous-région, en augmentant les frais de péage et de pesage qui financeront davantage le Fonds routier afin que celui-ci entretienne mieux les routes. L'axe Meiganga-Ayos-Bertoua étant vital pour l'économie, il serait judicieux de l'entretenir. Les investisseurs transportent beaucoup de produits (vivriers,...) par les voies ferroviaire, maritime, routière ; lesquels passent en nombre non négligeable par le tronçon Est-Grand Nord. Aussi, les exploitants forestiers de l'Est acheminent le bois destiné à l'exportation vers le port de Douala. Or, le mauvais état des routes (le plus souvent non goudronnées) couplé avec les pluies et le passage des grumiers (qui affaissent le sol), font que les routes se dégradent plus vite que prévu.

La réhabilitation des infrastructures de transport, dont le rôle dans la lutte contre la pauvreté a été

relevé par les collectivités et dont l'entretien avait été délaissé pendant la décennie de crise économique, représente aujourd'hui un enjeu important. Avec la création du Fonds routier, le réseau routier s'étale et sa gestion s'ordonne. Les dépenses PPT concourent à la réhabilitation des voiries des métropoles et au désenclavement des milieux ruraux. L'amoinissement des coûts de transit international et de transport international est aussi facilité par la mise en place du Guichet Unique des opérations du Commerce Extérieur (GUCE) et par la libéralisation de quelques activités du port de Douala.

Cependant, malgré l'amélioration du programme routier et la réforme des infrastructures de ces dernières années, il subsiste des goulots d'étranglement. D'ailleurs, il n'existe pas de piste de communication en bon état pour que les ressources naturelles soient acheminées aisément vers la côte (ressources aurifères de Betare Oya, gaz de Kribi, bauxite de Mini Martap...). C'est ainsi que de gros investisseurs font volte-face en renvoyant *sine die* leurs projets d'investissement. L'enclavement persiste car, nonobstant les efforts entrepris, il n'y a pas de courroie routière non défailante entre les régions méridionales et les zones septentrionales.

Tout IPR réalisé dans un emplacement distant des grands centres urbains (marché intérieur) ou du port de Douala (pour l'exportation), est non avantageux en raison des coûts outranciers de livraison attribuables au mauvais état des routes. Ce qui justifie qu'à LT, l'IPU ait un effet de neutralité sur l'IPR. Les entreprises installées en dehors des zones désenclavées sont donc désincitées à investir (en raison d'un faible dynamisme du marché tel que le montre le modèle d'accélérateur flexible (1)). Il ressort que l'Etat doit investir davantage dans les zones enclavées.

---

## Conclusion

---

Au terme de notre analyse, il apparaît qu'au Cameroun, l'IPU est complémentaire à l'IPR à CT mais neutre vis-à-vis de ce dernier à LT (ou du moins après un multiple de 4 ans). Pour qu'il y ait un fort effet de complémentarité de l'IPR par l'IPU, il serait nécessaire que les taux de réalisation d'IPU avoisinent la centaine<sup>61</sup>, qu'il y ait une meilleure répartition des dépenses budgétaires entre dépenses courantes et dépenses d'investissement (plus

---

<sup>61</sup> *i.e.* qu'il y ait consommation (exécution) totale ou presque des budgets d'IPU dans les ministères (budgets d'IPU totalement consommés ou presque); le taux se mesurant comme le rapport entre le budget réalisé sur le terrain et le budget prévu.

particulièrement d'infrastructures physiques). L'Etat devrait privilégier les dépenses publiques qui dégagent de fortes externalités intersectorielles (d'ordre keynésien ou d'ordre technologique) au détriment de celles qui freinent la compétitivité. De ce fait, il doit y avoir un privilège pour les infrastructures physiques et leur entretien (investissement de remplacement).

L'IPU doit rimer avec l'objectif de croissance soutenue sans cesse évoqué par l'Etat. La reconstitution d'un potentiel mobilisable d'IPU permettrait d'élever le niveau d'IPR, et partant le niveau de croissance et d'emploi (pour l'incitation à l'insertion socioprofessionnelle, pour le mieux-vivre et pour la lutte contre la pauvreté ambiante) qui servent de cheval de bataille des pouvoirs publics tel qu'il est théorisé dans le Document de Stratégie pour la Croissance et l'Emploi (DSCE). Il faudrait donc que l'accroissement de l'IPU puisse entraîner une augmentation de l'IPR dans le LT, ce qui serait susceptible d'induire des effets multiplicateurs de la demande intérieure, d'élever le taux d'utilisation des capacités productives pour entraîner une reprise de l'investissement par un jeu d'accélérateur. La condition nécessaire à la réalisation de cette séquence se trouve être le niveau d'élasticité de l'IPR par rapport à l'IPU. Celle-ci devant être élevée, la politique d'IPU est à inscrire dans une autre logique, celle de la dynamisation directe de l'IPR.

À la fin de notre étude, il apparaît que la prise en compte des résultats de cette étude permettrait une articulation optimale IPU-IPR en réponse au besoin de performance des entreprises à l'heure de la mondialisation des économies. L'IPU doit être entretenu permanentement (et mieux orienté) afin d'assurer la pérennité des équipements/infrastructures et d'enclencher une croissance soutenue de l'IPR, gage d'un développement durable.

Ainsi, avec la prise de conscience de l'Etat relative au manque d'infrastructures physiques -traduisant le fait que l'Etat ne joue pas à fond sa carte de développement des infrastructures tel qu'il avait été théorisé dans les documents stratégiques de réduction de la pauvreté de première et deuxième génération- et plus généralement à l'impact neutre de son principal instrument de politique économique en matière d'investissement (IPU) sur l'IPR à LT<sup>62</sup>, il y a lieu de croire à une future amélioration structurelle des fondamentaux de l'investissement ou à une rénovation des structures de l'économie à LT, plus particulièrement à une

---

<sup>62</sup> Neutralité liée notamment au manque de politique fiable en matière d'investissement à LT en général et au déficit énergétique en particulier.

élévation du niveau et de la qualité d'IPU susceptible d'entraîner une dynamisation de l'IPR tel que souhaité dans le DSCE. En effet, l'Etat camerounais a entamé en décembre 2010 un vaste chantier de constructions d'infrastructures

physiques pour pallier à ce problème via notamment l'émission obligataire de 20 millions de titres de 10 000 francs CFA (soit 200 milliards de FCFA) visant à obtenir les contreparties de financement du développement d'infrastructures dans divers domaines<sup>63</sup> ; lesquelles entretiendront et permettront d'étaler les réseaux électrique, routier, hydraulique, maritime, de télécommunications, etc.

---

<sup>63</sup> *Construction d'infrastructures en eau et en énergie (Barrage Réservoir de Lom Pangar et Barrage de Memve'ele (voies d'accès), Adduction d'eau de Douala, Centrale à gaz de Kribi), d'infrastructures portuaires (Port en eau profonde de Kribi), réalisation de projets minier (Projet cobalt et nickel de Lomié (Geovic)) et de télécommunications (Construction de 3 200 km de fibre optique), et construction d'infrastructures routières et ouvrages d'art (Deuxième pont sur le wouri, Route Ayos-Bonis à l'Est, Ring-Road, Pénétrantes de Kumba)...*

## Références Bibliographiques

- Agenor P-R. (2000)**, L'Economie de l'Ajustement et de la Croissance, chap.1, The World Bank.
- Aizenman et Marion (1999)**, "Volatility and Investment: Interpreting Evidence from Developing Countries," *Economica*, 66 (May 1999), 157-79 in *Agenor P-R. (2000), op. cit.*
- Banque Mondiale (1996)**, « Le défi : mettre en valeur des ressources inexploitées ; évaluation du secteur privé au Cameroun », 28 juin.
- Barro, Robert J. (1990)**, « Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth», *Journal of Political Economy*, vol. 98, october in *Cameroon Tribune n° 8329/4528 (2005)*.
- Bourbonnais, R. (2003)**, « Econométrie », Dunod, 5<sup>e</sup> édition, Paris, mai.
- Cameroon Tribune n° 8329/4528 (2005)**, 14 april.
- Hadjimichael, M. et Ghura, D. (1995)**, "Public Policies and Private Savings and Investment in Sub-Saharan Africa," Working Paper No. 95/19, International Monetary Fund (february 1995) in *Agenor P-R. (2000), op. cit.*
- Hamilton J.D. (1994)**, Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton.
- Oshikoya Temitope W. (1994)**, "Macroeconomic Determinants of Domestic Private Investment in Africa," *Economic Development and Cultural Change*, 42 (April 1994), 573-96 in *Agenor P-R. (2000), op. cit.*
- Problèmes Économiques n°2.506 (1997)**, 5 février.
- Serven (1998)**, "Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in Developing Countries," PRE Working Paper No. 2035, the World Bank (December 1998) in *Agenor P-R. (2000), op. cit.*
- Stock J-H. et Watson M. W. (1993)**, A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, vol. 61, n°4, july 93, pp. 783-820.