

Civil Wars and Economic Growth in DRC

Kimbambu Tsasa Vangu, Jean - Paul

Laboratoire d'Analyse-Recherche en Economie Quantitative (LAREQ), Cellule de Réflexions Economiques et Sociales (CRES)

 $25~{\rm February}~2012$

Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/42424/ MPRA Paper No. 42424, posted 04 Nov 2012 05:47 UTC

Cellule de Réflexions Economiques et Sociales

Discussion paper

Février 2012

Numéro-002

Copyright © tsasajp –cres 2012

ANALYSE DE LA RELATION GUERRES CIVILES ET CROISSANCE ECONOMIQUE*

Jean - Paul Tsasa[†]

Un savant doit ordonner; on fait la science avec les faits comme une maison avec des pierres; mais une accumulation de faits n'est pas plus une science qu'un tas de pierres n'est une maison.

La science et l'Hypothèse, Henri Poincaré [1854 - 1912]

Résumé

Ce papier s'est proposé d'analyser la relation existant entre *Guerres civiles et la Croissance économique*, en considérant le cas de la RD. Congo. Au départ, l'approche adoptée dans le cadre de cette étude s'est fondé sur 2 modèles macroéconomiques: le modèle de Collier – Hoeffler (un modèle de rébellion) et le modèle de Solow – Swan (un modèle de croissance économique). Plus tard, l'étude a envisagé l'application d'un modèle d'obédience keynésienne, s'inscrivant dans le cadre de Nouvelles Théories Macroéconomiques (modèle de Taylor – Romer).

En vue d'appréhender les interactions pouvant exister entre les guerres civiles et la croissance économique, les méthodes économétriques ont été appliquées aux modèles d'analyse retenus. En un premier temps, l'estimation d'un modèle de régression linéaire, par la méthode de moindres carrés ordinaires, a été réalisée afin de capter les effets directs de guerres civiles sur les performances de l'économie.

Ensuite, nous avons émis l'hypothèse selon laquelle, les guerres civiles affectent également la croissance économique, mais indirectement, à travers, notamment la destruction du capital humain et du capital physique, d'une part et l'évincement des dépenses pro – pauvres provoqué par les dépenses militaires en période de guerres, d'autre part. Ainsi, un recourt à un modèle multiéquationnel a été envisagé et la méthode de double moindres carrés a été appliquée à cet effet. Enfin, pour distinguer les effets de court et ceux de long terme, dans les interactions entre guerres civiles et croissance économique, une estimation du modèle de Taylor – Romer par la méthode de cointégration à la Hendry, a été réalisée. La démarche suivie et les résultats obtenus sont repris dans le développement proposé dans les lignes qui suivent.

Mots - clé: Guerres civiles, Croissance économiques et Dépenses militaires

^{*} Présentation dans le cadre du cours de Théories de la Croissance.

[†] Assistant au Centre Congolais – Allemand de Microfinance/Université Protestante au Congo et chercheur à la CRES et au LAREQ; jeanpaultsasa@lareq.com /BP 16.626 Kinshasa I.

Questions de Recherche

En interrogeant les statistiques et la littérature économique à propos des guerres, trois faits marquants ont retenu notre attention. Le premier fait est qu'au début du XXème siècle, 90,0 % des victimes des conflits armés étaient des soldats, alors qu'à la fin du même siècle, 90,0 % des victimes des guerres étaient désormais des civiles.

Le deuxième fait se rapporte à la prépondérance des guerres intra-étatiques sur les guerres interétatiques après la chute de l'Union des Républiques Soviétiques Socialistes (URSS). Le rapport de l'Institut International de Recherche sur la Paix de Stockholm (2003) révèle que sur 19 conflits recensés dans 18 endroits du monde en 2003, seuls deux étaient des conflits interétatiques (celui entre les Etats-Unis et l'Irak et celui entre l'Inde et le Pakistan).

Et enfin, le troisième fait se rapporte au nombre de victimes qu'ont occasionné les multiples conflits armés en RD Congo. Les estimations chiffrent le nombre de morts à environ 4 millions des conflits armés survenus en RD Congo entre 1997 et 2003, soit en moyenne 1722 morts par jour pendant cette période [Roberts (2000), Roberts - Hale -Belyadoumu (2001), IRC (2003), PNUD (2003)]. A ce nombre de morts, il faut également joindre d'autres formes de violences, notamment la proportion des enfants enrôlés par force dans les différents groupes armés, le nombre des personnes réfugiées et victimes de viols. D'après les Nations Unies, les femmes et les enfants constituent, pendant les périodes de conflits armés 70 % de victimes civiles, et entre 70 et 80 % des personnes déplacées ou réfugiées (Dupierreux, 2009).

Par ailleurs, il sied de noter que les effets des conflits armés ne sont pas ponctuels. Ils se perpétuent à travers le temps quand bien même que les événements les ayant causés disparaissent. Ainsi, il existe en quelque sorte des effets d'hystérèse de conflits armés.

Rappelons qu'en période des guerres, il y a une réallocation des ressources publiques vers les investissements militaires. Dans le but de répondre aux besoins de sécurité, les interventions militaires exigent de fois, l'exécution des dépenses non prévues dans le budget de l'Etat. Et dans la plupart de cas, l'exécution de ces dépenses a pour corollaire le creusement du déficit public, l'apparition des tensions inflationnistes et donc, la dépréciation de la monnaie locale.

D'aucuns estiment que la prospérité économique est soutenue par la paix, car la guerre perturbe non seulement le fonctionnement de l'économie mais aussi et surtout la conduite de la politique économique. C'est ainsi qu'en temps de guerre, la violence et l'insécurité réduisent les incitations d'investissement et d'engagement dans l'activité économique. A cet effet, une étude de la Banque mondiale (2003)[†] a révélé que les pays aux prises avec une guerre civile présentent en moyenne un taux de croissance de 2.2 % plus faible qu'en temps de paix et un accroissement de 30.0 % de l'incidence de la pauvreté[§]. Donc, en intégrant le contrôle de la violence parmi les variables explicatives de la croissance économique, cela permettrait d'expliquer une partie du résidu de Solow dans les pays en développement.

Une croissance forte et durable nécessite la formation du capital physique et l'organisation de l'activité économique, dans un environnement stable, par des hommes dotés d'une santé saine, d'une force physique et d'une capacité intellectuelle élevée. A cet effet, la mauvaise gestion des affaires publiques (empêchant la meilleure allocation des ressources) et les nombreux conflits qui sévissent dans le territoire congolais (affectant négativement la répartition des ressources publiques) pourraient expliquer en partie l'appauvrissement socioéconomique de la population. Ainsi, en

[‡] Cité par David Forest, 2004.

[§] L'incidence de la pauvreté ou taux de pauvreté est la mesure du nombre de pauvres que compte une collectivité.

ciblant le double canal de transmission (capital physique et capital humain) des effets de la guerre sur la croissance, il est scientifiquement légitime d'examiner les questions suivantes.

- Quel effet les guerres civiles exercent elles sur la croissance économique en RDC à travers le capital physique et le capital humain ?
- Quel est l'impact de dépenses de défense sur le financement de l'économie congolaise?
- Les guerres ont-elles affecté la stabilité des coefficients de variables explicatives de la croissance économique en RDC?

Au – delà du schéma reliant guerres civiles et croissance économique, les études empiriques des effets de dépenses militaires sur les performances économiques aboutissent à des résultats mitigés. Les travaux séminales de Benoit (1973, 1978) et certaines études qui ont suivis [Ram (1986), Atesoglu – Mueller (1990), Ward – Davis – Penubarti – Rajmaira – Cochrane (1991)] montrent que les dépenses militaires ont un effet positif sur l'économie, alors que d'autres études [Smith (1980), Faini – Annez – Taylor (1984), Deger (1986), Antonakis (1997), Rasler – Thompson (1998)] prouvent le contraire. Et par ailleurs, ils existent également des études [Biswas – Ram (1986), Alexander (1990), Huang – Mintz (1991)] qui concluent qu'il n'y a pas de relation significative entre dépenses militaires et croissance économique.

Ainsi, pour répondre aux trois questions ci – dessus, nous nous proposons de régresser les variables présence des guerres civiles et dépenses militaires sur les performances économiques, en vue de préciser et d'éclairer le débat sur le cas de la RD Congo.

Ce faisant, ce papier s'organise en trois sections. La première section passe en revue, la littérature liée à la question sous examen et décrit brièvement les guerres survenues en RD Congo. La deuxième section présente les modèles d'analyse et précise les techniques d'estimation retenues à cet effet. La troisième section s'intéresse à l'analyse des résultats et leçons tirées de la recette des estimations économétriques.

Revue de la littérature

A — Relation guerre civile et croissance économique

Les tentatives pour analyser les guerres civiles se sont multipliées. Selon Marchal – Messiant (2002), trois courants ont acquis une influence particulière sur le débat universitaire. Le premier courant, illustré par Kaplan (1994), voit la civilisation attaquée par des multiples maux, dont le plus délétère est la violence communautaire.

Le deuxième courant représenté par Mary Kaldor (1999) analyse les répercussions du changement de période, notamment la fin de la guerre froide et la globalisation, sur les Etats et les conflits. Et enfin, le troisième courant, dont le chef de file est Paul Collier, se caractérise par la rigueur économétrique et par l'importance qu'il accorde à l'économie dans l'analyse des guerres civiles.

Depuis les travaux de Collier (1998), plusieurs analyses quantitatives et formelles sur les guerres civiles ont été menées par la suite. Celles-ci ont identifié l'importance de facteurs socio – économiques dans l'éclatement et la durée d'une guerre civile. Parmi les études les plus extensives (Elbadawi – Sambanis 2001), on compte celles : de Collier – Hoeffler (1999), Sambanis (2001), Hegre et al. (1999) et Fearon – Laitin (1999) qui ont identifié les déterminants de l'éclatement de guerres civiles ; de Collier – Hoeffler – Soderbom (1999) qui analysent les déterminants socioéconomiques de la

durée de guerre; de Mason – Fett (1996), Licklider (1995) et Doyle – Sambanis (1999) qui s'intéressent aux déterminants politiques permettant de mettre fin aux guerres civiles et relancer l'économie en période post-conflit.

Il sied de préciser que les approches adoptées par les économistes pour analyser le phénomène guerre diffèrent. Coulomb (1999) les résume en deux, à savoir une approche basée sur des modèles formalisés et sur des méthodes économétriques et une autre approche basée sur des études empirico – descriptives des activités liées à la défense. Alors que la première approche analyse l'impact économique des activités du secteur militaire, la deuxième s'attèle sur l'analyse des facteurs économiques qui justifient les conflits. Loin d'être exclusives, ces deux approches sont mutuellement complémentaires.

Aussi, il convient de noter que l'économie politique des guerres permet de comprendre les fonctions économiques de la violence. Avant d'énumérer ces différentes fonctions, nous commençons par les définitions de la guerre civile. Singer et Small (1994) définit la guerre civile comme une guerre interne ayant causée la mort d'au moins 1000 personnes. De son côté, Derriennic (2001) présente les guerres civiles comme des conflits violents qui opposent entre eux des citoyens**. Dans le sens de Derriennic, les conflits peuvent prendre trois formes principales, à savoir, les guerres partisanes (opposition idéologique), les guerres socio-économiques (l'appartenance aux groupes en conflit est fonction de la place des individus dans l'activité économique) ou les guerres identitaires (opposition des groupes dont l'appartenance est déterminée dès la naissance).

Par ailleurs, Collier – Hoeffler (2006) basent la définition de la guerre civile sur quatre caractéristiques principales. Une guerre civile exige l'action des organisations militaires ; elle exige également la bataille d'au moins 1000 morts ; afin de distinguer les guerres civiles des génocides, des massacres et des pogroms^{††}, il doit y avoir une résistance efficace, au moins 5% des décès doivent être causés par la partie la plus faible ; une dernière exigence est que le gouvernement national doit être actif. Dans le cas où le gouvernement n'est pas actif, on parle des *guerres extra-systémiques* ; c'était le cas par exemple, en Angola (1961 – 75), au Mozambique (1964 – 75) ou au Sahara occidental (1975 – 83).

Les facteurs de risque ou déclencheurs des guerres sont à distinguer des facteurs qui influencent la durée (Collier – Hoeffler – Soderborn, 2004). Les facteurs robustes de risque d'éclatement des guerres civiles du point de vue économétrique sont essentiellement : un faible revenu, une grande population, un taux de croissance économique faible, une instabilité politique récente, des institutions démocratiques incohérentes et la localisation du pays dans un voisinage ayant connu des guerres ou des systèmes politiques non-démocratiques.

En ce qui concerne l'impact des exportations de produits primaires sur l'éclatement des guerres, les études économétriques ont montré que : le pétrole augmente le risque des guerres, particulièrement de conflits séparatistes ; les produits dont un groupe rebelle peut tirer profit tels que les diamants ou les drogues n'augmentent pas le risque qu'un conflit éclate mais augmentent la durée des conflits ; il n'y a pas de lien entre les exportations de produits agricoles et les conflits ; la relation entre les exportations de produits primaires (pétrole, agriculture et autres produits) et le risque de conflits ne semble pas vraiment robuste.

-

^{**} Cités par Forest, 2004.

^{††} Le pogrom désigne le massacre et le pillage des juifs par le reste de la population, souvent encouragée par le pouvoir en place.

Enfin, certains analystes pensent que la persistance des guerres dans certaines régions est soutenue par un calcul économique rationnel effectué par certains belligérants. Les multiples fonctions économiques de la violence l'illustrent clairement et David Keen (1998) répertorie sept fonctions principales : les pillages, la rémunération de la sécurité, le contrôle monopolistique du commerce, l'exploitation de la main-d'œuvre, l'appropriation des terres, le vol de l'aide internationale et l'institutionnalisation des bénéfices accordés aux groupes militaires.

B — Relation dépenses militaires et performances économiques

Dans la recherche des variables explicatives de la croissance économique, il a été prouvé, à quelques exceptions près, que les dépenses militaires est un déterminant non négligeable de la croissance économique. Ainsi, l'analyse de la relation dépenses militaires et croissance économique n'a cessé de faire l'objet de nombreuses études [Sandler et Hartley (1995), Deger et Sen (1995), Ram (1995), Temple (1999)], depuis les travaux séminales de Benoit (1973, 1978) qui prédisent l'existence d'une relation positive entre dépenses militaires et développement économique. En effet, au terme d'une analyse empirique ciblée sur 44 pays en voie de développement, Emile Benoit défend l'idée selon laquelle : les nations qui supportent les dépenses majeures pour la défense présentent un taux de croissance plus grand que les pays ayant des dépenses inférieures.

Les études portant sur la relation dépenses militaires et croissance économique peuvent être regroupées dans une nouvelle branche de la science économique: l'économie de la défense. Cette dernière comprend trois courants principaux. Le premier courant a pour point de départ l'étude de Smith (1980) et s'inscrit dans l'approche keynésienne, c'est-à-dire mesure l'impact de dépenses militaires sur la croissance en insistant sur les déterminants de la demande globale.

Le deuxième courant d'études s'inscrit dans l'approche néoclassique et insiste sur les facteurs d'offre. Il y a lieu de distinguer dans ce courant : l'approche offre, ciblée sur l'individualisation des externalités et les éventuels différentiels intersectoriels [Feder (1982), Ram (1986)]; l'approche offre, suivant le modèle de Solow augmenté [Knight – Loayza – Villanueva (1996)]; l'approche offre se basant sur le test de l'hypothèse de non-linéarité de l'impact des dépenses militaires sur la croissance dans le long terme [Landau (1994, 1996)]. On note également dans ce courant, les modèles macroéconomiques de simulation des experts du FMI qui se fondent sur un modèle de croissance à la Barro [Heckelman – Stroup (2001)] et les modèles de croissance endogène intégrant les dépenses militaires [Alzenman – Glick (2006)].

Et enfin, le troisième courant est une synthèse de deux premiers groupes. Il utilise les modèles à équations simultanées qui incorporent les aspects de demande et d'offre de mesure de l'impact des dépenses militaires sur la croissance économique. Dans ce dernier groupe, on retrouve les travaux de Deger – Sen (1983), Deger – Smith (1983) et Deger (1986). Malgré d'une part, l'essor de l'économie de la défense et de celle de la guerre civile, et d'autre part, le nombre de conflits armés qu'a connu la RD Congo, très peu d'études quantitatives s'intéressent exclusivement au cas congolais. Ainsi, ce papier propose une analyse des interactions existant entre performances économiques, dépenses militaires et guerres civiles en RD Congo.

C — Aperçu des conflits armés en RD Congo

L'évolution de l'économie congolaise, depuis son accession à l'indépendance en 1960, est marquée par plusieurs chocs de diverses natures: sécessions, mutineries, instabilité politique quasi – permanente, coup d'Etat, etc. La situation

sécuritaire précaire qui a prévalu en RD Congo après son accession à l'indépendance, poussa les forces armées à intervenir sur la scène politique, d'abord avec une suspension des institutions en septembre 1960, puis un coup d'Etat, cinq ans après, en novembre 1965. L'accession de Mobutu au pouvoir, comme Président de la République, fut suivi par un effort, sans cesse, de renforcement de son pouvoir. Pour y parvenir, il a recouru notamment au pouvoir exécutif et aux forces armées.

Et c'est pendant son règne [1965 – 1997], que l'économie congolaise a connu le plus de changements constitutionnels. Ceux – ci ont balisé la voie, notamment, pour la mise en œuvre du vaste projet de la zaïrianisation et de la nationalisation; l'instauration du parti politique unique ou encore la consécration du pouvoir absolu au Président de la République. Douze après son accession à la présidence de la République, le pouvoir de Mobutu fut confronté par deux vagues de contestation, il s'agit de la guerre de Shaba I en 1977 et celle de Shaba II en 1978. Ces deux guerres tirent, toutes, leur origine dans la guerre civile angolaise et s'inscrivent parmi les conséquences de la guerre froide qui a pratiquement scindé le monde en deux blocs (bloc capitaliste et bloc communiste).

Dans le tableau qui suit, nous résumons les principaux événements vécus pendant les périodes de crises et des conflits armés en RD Congo, tout en ne perdant pas de vue les critères retenus au point (A–) de la revue de la littérature pour définir une guerre civile. Les statistiques retenues pour le nombre de morts occasionnés par les conflits armées sont des moyennes calculées sur base de travaux de Yambuya – Bauwens (1991), Hale et al (2001), Brennan et al (2004), Nshue (2004), Lanotte (2010), Tsasa (2010) et PNUD/RD Congo (2000, 2010).

Tableau 1 Emeutes, troubles et guerres civiles en RDC

Année	Principaux événements	1 si guerre civile, o si non
	Première guerre de Shaba	_
1977	Nombre de morts (en moyenne) : Plus de 1000 personnes	1
1978	Nouvelle tentative de sécession katangaise : Deuxième guerre de Shaba	0
1990	Manifestations estudiantines et réprimandes	0
1991	Violentes émeutes, suivies des pillages à Kinshasa, à Lubumbashi, etc.	0
1993	Exactions et pillages occasionnant plus de 300 morts ; Troubles ethniques au Katanga entraînant le déplacement d'au moins 100.000 personnes vers leur province d'origine (Kasaï) ; Affrontements de nature ethnique dans le Nord Kivu occasionnant 200 morts.	0
1994	Plus d'un million de rwandais, majoritairement de l'ethnie hutu, se réfugient dans l'Est de la RDC suite à la prise de pouvoir par le Front patriotique rwandais de Paul Kagamé (ethnie Tutsi)	o
1996- 1997	Combats dans le Kivu entre l'armée zaïroise et des Banyamulenge (congolais tutsis de souche rwandaise); Rébellion, chute du mobutisme et prise de pouvoir par L.D. Kabila (Première guerre du Congo) Nombre de morts (en moyenne): 1379 civils par jour	1
1998- 1999	Guerre d'agression (Deuxième guerre du Congo) Nombre de morts (en moyenne) : plusieurs milliers	1
2000	Guerre de six jours (guerre de Kisangani) Nombre de morts (en moyenne) : au moins 780 civils	1
2001- 2009	Combats de Bunia, Guerre de l'Ituri ; Bataille de Mushake, Guerre de Kivu, Combats dans la région de Sake, Bombardement et combat de rue à Kinshasa (altercation entre les forces de Kabila et les forces de Bemba) Nombre de morts (en moyenne) : 1736 civils par jour	1

[#] La zaïrianisation ou zaïrisation est un mouvement politique initié par Mobutu Sese Seko dans la République du Zaïre au cours des

années 1970, consistant à revenir à une authenticité africaine des noms de lieux et des patronymes, en supprimant tout ce qui était à consonance occidentale.

Méthodologie empirique

Modèle de Solow augmenté

Le modèle retenu, en un premier temps, s'inscrit dans l'approche de la croissance endogène. Partant, le cadre d'analyse opérationnel de l'interaction entre guerre et croissance économique repose sur un modèle de Solow augmenté – modèle faisant intervenir des variables additionnels à celles retenues initialement par Solow. Le modèle augmenté permettra de se rendre compte des facteurs qui influencent la croissance à travers la productivité globale des facteurs.

Nous retenons une technologie Cobb – Douglas. Spécifiquement, elle se présente comme suit :

$$Y = AK^{a}H^{b}L^{1-a-b} \tag{1}$$

En considérant la fonction intensive de l'équation (1) et en appliquant la différentielle sur forme log – linéaire, on obtient ainsi : $g_v = g_A + ag_k + bg_h$ (2a)

où g_i représente le taux de croissance de la variable i. la seule variable qui ne peut pas être directement déterminée dans la relation (2a), c'est le taux de croissance du progrès technique. Il s'obtient d'une manière indirecte comme un résidu après réaménageant : $g_A = g_V - ag_k - bg_h$ (2b)

La productivité globale de facteurs (PGF) explique la part du taux de croissance qui ne peut pas s'expliquer par le taux de croissance des facteurs K et L.

En plus du capital humain, d'aucuns estiment que d'autres variables concourent également dans le processus de croissance économique, notamment l'action de l'Etat par exemple, en termes d'investissements en capital pour garantir le bien-être ou la sécurité de la population, l'ouverture au commerce international, la paix (absence des troubles sociaux, de guerres civiles). Partant, la productivité globale de facteur peut donc s'écrire comme suit :

$$g_A = b_0 PIBR_t + b_1 DEDN_t + b_2 EXP_t + b_3 WAR_t + U_t$$
(3)

En substituant l'équation (3) dans l'équation (2a), nous obtenons un modèle économétrique de la croissance dont l'équation est la suivante :

$$TPIBH_t = aTCAP_t + \beta TCAH_t + b_0 PIBR_t + b_1 DEDN_t + b_2 EXP_t + b_3 WAR_t + U_t$$
 (4a)

où t représente le temps; TPIBH est le taux de croissance annuelle du PIB par travailleur; TCAP est le taux de croissance annuelle du ratio du stock de capital physique; TCAH est le taux de croissance annuelle du capital humain; PIBR est le niveau du revenu national; DEDN est le ratio des dépenses publiques annuelles affectées à la défense nationale; EXP désigne le rapport des exportations sur le PIB; WAR représente l'indicateur de la guerre et α , θ et b_i représentent les coefficients à estimer.

En notant λ le vecteur des coefficients et en considérant λ_i les éléments de ce vecteur, l'équation (4a) devient :

$$TPIBH_t = \lambda_1 TCAP_t + \lambda_2 TCAH_t + \lambda_3 PIBR_t + \lambda_4 DEPD_t + \lambda_5 EXP_t + \lambda_6 WAR_t + U_t$$
(4b)

L'estimation de cette équation, par les moindres carrés ordinaires, mettrait en évidence le pouvoir explicatif de chaque variable sur la croissance. Ce résultat permettrait donc de voir si les guerres ont vraiment influencé de façon négative et significative le taux de croissance en RDC.

Nous relayons cette première analyse en considérant, par la suite, l'idée selon laquelle, les guerres civiles affectent la croissance économique moyennant plusieurs canaux, notamment le capital physique et le capital humain. Cette assertion nous contraint donc d'admettre que ces deux variables sont endogènes. Ainsi, pour saisir les interactions existant entre les différentes variables du modèle, nous basons notre analyse sur un modèle multiéquationnel car d'une manière générale les relations économiques sont décrites non par une seule équation mais au contraire par un système d'équations simultanées. Dans la littérature économique, le cas le plus fréquent est celui du modèle de détermination du revenu de Keynes.

Précisons tout de suite que des critiques ont été adressées à la modélisation économétrique classique à plusieurs équations structurelles, notamment la simultanéité des relations et la présence des variables prédéterminées. Toutefois, la pertinence des modèles multi-équationnels à retracer le circuit de transmission de l'effet d'une variable sur l'autre nous a conduits à les retenir dans le cadre de notre étude.

Pour déterminer les variables explicatives de l'accroissement du capital physique et du capital humain, nous nous sommes référés à la théorie de croissance. Ainsi, nous considérons avec Abessolo (2005) que l'augmentation du ratio d'investissement intérieur (*TCAP*) est fonction du taux de croissance économique par tête (*TPIBH*), de la variation de l'indice des prix à la consommation (*INFLAT*), du crédit bancaire à l'économie (*CRED*), et de la variable factice « guerre ».

Quant au capital humain, sa variation est expliquée par le taux de croissance du PIB per capita, par le niveau capital humain (CAH) à la période précédente afin de saisir son effet de persistance, par le taux brut de scolarisation au niveau primaire (PRIM). Nous intégrons aussi dans cette équation les dépenses de défense afin de voir son effet sur l'accroissement du capital humain. La forme spécifique du modèle à estimer s'écrit donc comme suit :

$$\left| \begin{array}{l} TPIBH_t = a_{11} + a_{12}TCAP_t + a_{13}TCAH_t + a_{14}PIBR_t + a_{15}DEDN_t + a_{16}WAR_t + U_{1t} \\ TCAP_t = a_{21} + a_{22}TPIBH_t + a_{23}INFLAT_t + a_{24}CRED_t + a_{25}WAR_t + U_{2t} \\ TCAH_t = a_{31} + a_{32}TPIBH_t + a_{33}CAH_{t-1} + a_{34}PRIM_t + a_{35}DEDN_t + a_{36}WAR_t + U_{3t} \end{array} \right.$$

Etant donné que dans les trois équations de ce modèle, nous retrouvons parmi les variables explicatives, à part les variables prédéterminées, des variables endogènes courantes, l'application de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) ne serait pas appropriée car les estimations qui en résulteraient seront biaisées et inconsistantes. Après identification, la méthode appropriée est celle de double moindres carrés. En notation matricielle condensée, le modèle multiéquationnel, sous sa forme structurelle, s'écrit :

$$AY_t + BX_t = U_t (5)$$

où Y_t est un vecteur des variables endogènes et X_t un vecteur des variables prédéterminées. Si l'on résout l'équation (3.2) pour Y_t , on détermine ainsi la forme réduite du système (3.1):

En notation matricielle condensée, le modèle (3.3a), sous sa forme réduite, s'écrit :

$$Y_t = \Pi X_t + V_t \tag{6}$$

Avec $\Pi = -A^{-1}B_t$ (7), $V_t = -A^{-1}U_t$ (8), avec $|A| \neq 0$. L'identification montre que, une fois estimée, la matrice Π donne effectivement des valeurs numériques des paramètres structurels A_i et B_i .

Modèle de Taylor - Romer

A présent, nous considérons un modèle s'inscrivant dans le cadre de la Nouvelle Théorie Macroéconomique. Le point de départ de la démarche d'estimation est le modèle keynésien augmenté :

$$Y_t = C_t + I_t + X_t + G_t$$

Tel que :
$$C_t = a + b(Y_t - T_t)$$

$$T_t = c + dY_t$$

$$I_t = e - fR_t$$

$$X_t = g - hY_t - iR_t$$

Où à chaque instant t, Y désigne le revenu national réel; C, la consommation réelle (privée et publique); I, les investissements réels; X, les exportations nettes réelles; G, les dépenses publiques réelle; T, l'impôt réel et R, le taux d'intérêt directeur de la banque centrale. Les paramètres a, b, c, d, e, f, g et h sont positifs.

Comme dans Atesoglu (2002), Halicioglu (2004) ou Wijeweera – Webb (2010), nous considérons que les dépenses publiques et le taux d'intérêt sont exogènes. Ainsi, on obtient la forme réduite du modèle de Romer – Taylor dans lequel les dépenses publiques et le taux d'intérêt constituent les déterminants de la production :

$$Y_{t} = \frac{a - bc + g + e}{1 - b + bd + h} - \frac{i + f}{1 - b + bd + h} R_{t} + \frac{1}{1 - b + bd + h} G_{t}$$

Partant de la forme réduite du modèle de Romer – Taylor, nous éclaterons successivement les dépenses publiques en dépenses non militaires (**NMt**) et en dépenses militaires (**Mt**). Ainsi obtient – on :

$$NMt + Mt = Gt$$

Avec NMt, les dépenses non militaires et Mt les dépenses militaires.

Ainsi, la forme réduite du modèle devient :

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \alpha_2 n m_t + \alpha_3 m_t + u_t \tag{7}$$

$$O \grave{u} \ y_t = L n(Y_t), \ n m_t = L n\left(\frac{N M_t}{G_t}\right), m_t = L n\left(\frac{M_t}{G_t}\right); \ \alpha_0 = \frac{a - b c + g + e}{1 - b + b d + h}; \ \alpha_1 = -\frac{i + f}{1 - b + b d + h};$$

$$\alpha_2 = \alpha_3 = \frac{1}{1 - b + b d + h}, avec \ \alpha_0, \alpha_2, \alpha_3 > 0, \alpha_1 < 0 \ et \ u_t \ \text{d\'esigne le terme de l'erreur}.$$

On note R_t le taux d'intérêt réel. Comme dans Atesoglu (2002), le taux d'intérêt réel n'est pas pris en échelle logarithmique, puisque la marge de positivité du taux d'intérêt peut être positive ou négative.

Compte tenu de la problématique de recherche, nous nous proposons d'estimer, en fin de compte, le modèle de Romer – Taylor ad hoc, dans lequel la *variable dummy guerres civiles* (wt) apparait parmi les variables explicatives :

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \alpha_2 n m_t + \alpha_3 m_t + \alpha_4 w_t + u_t \tag{8}$$

Le paramètre α_4 dans la relation (8) saisit l'effet de la présence de guerres civiles sur les performances de l'économie.

Si l'on admettait l'existence de la présence de cointégration, le modèle à correction d'erreurs sera estimer. Ce dernier capte à la fois les effets de court et long termes des variables d'intérêt. En appliquant la spécification de David Hendry, le modèle estimé s'écrit :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \underbrace{\beta_1 \Delta R_t + \beta_2 \Delta n m_t + \beta_3 \Delta m_t + \beta_4 w_t}_{Effets\ de\ court\ terme} + \beta_5 y_{t-1} + \underbrace{\beta_6 R_{t-1} + \beta_7 n m_{t-1} + \beta_8 m_{t-1} + \beta_9 w_{t-1}}_{Effets\ de\ long\ terme} + u_t$$

Où Δ et L sont, respectivement, l'opérateur de différence première et l'opérateur de retard définis par $\Delta(Qt) = (1 - L)Qt$ et $L^dQt = Qt-1$ (avec d, un entier naturel).

Le coefficient β_0 représente la constante du modèle à estimer. Les coefficients β_i ($tel\ que\ i=1\ à\ 4$) captent la dynamique de court terme, alors que les coefficients β_i ($tel\ que\ i=6\ a\ 9$) caractérisent l'équilibre de long terme. Le coefficient de correction d'erreur β_5 indique la vitesse d'ajustement de la variable dépendante.

Les données utilisées dans cette étude proviennent principalement de quatre sources, à savoir, les rapports annuels et condensés d'informations statistiques de la Banque centrale du Congo (BCC), les rapports et notes techniques du Ministère des Finances de la RD Congo, les statistiques fournies par l'Institut International de Recherche sur la Paix de Stockholm (SIPRI) et les indicateurs macroéconomiques recueillis dans la base de données de la Banque Mondiale (World Development Indicators). La multiplicité de sources de provenance a exigé une harmonisation de données avant leur utilisation.

Estimation et Diagnostic de résultats

Préalables

Notons que l'analyse économétrique exige beaucoup de prudence puisqu'une violation ne serait-ce que partielles des hypothèses fragiliserait la validité des résultats obtenus. Ainsi, les données collectées doivent être testées avant de les soumettre à l'estimation. C'est à ce titre que les tests de diagnostic concernant le caractère gaussien, la stationnarité et la multicolinéarité des séries sélectionnées ; la forme fonctionnelle ainsi que la normalité et l'autocorrélation des résidus ont été systématiquement effectués.

Après application des tests de Duckey-Fuller augmenté (test de racine unitaire), de Klein et de Farrar-Glauber, il ressort les variables utilisées ne sont pas stationnaires à niveau et il n'existe pas un risque de colinéarité entre les variables explicatives puisque tous les coefficients de corrélation entre variables explicatives sont inférieurs au coefficient de détermination.

Spécifiquement, la résolution du modèle multiéquationnel exige l'identification avant l'estimation. L'identification a permis non seulement de savoir s'il serait possible de trouver des valeurs numériques à partir de la matrice Π mais aussi et surtout de choisir la méthode d'estimation la plus indiquée à cet effet. Il sied de préciser que seules les équations

exactement identifiées et les équations sur-identifiées peuvent être estimées. En effet, une équation structurelle est dite. Parallèlement, l'estimation du modèle Taylor – Romer par la méthode de cointégration a été autorisée après le test de rang de Johansen.

Résultat du modèle 1

A la lumière des précautions diagnostics établies, l'équation de la croissance économique per capita a été estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les résultats de ce test sont repris dans le tableau 2. Au regard de la valeur de F de Fisher significative au seuil de 5% et du R² relativement bon (environ 56%), donc il y a lieu de dire que ce modèle a un pouvoir explicatif et un ajustement linéaire globalement satisfaisants.

Tableau 2 Résultat de la régression par les MCO sur l'équation de croissance

DTPIBH = 0.54 + 0	.001*TCAP + 0	0.032*TCAH + 0	0.0002*DDPIBR +	0.031*EXPMAT -	0.061*DEDN +	0.227*WAR	
t-student : (2.211) p – value : (0.0382)	(0.280) (0.781)	(1.987) (0.060)	(23.817) (0.000)	(1.398) (0.177)	(-2.749) (0.012)	(0.652) (0.522)	
$R^2 = 0.97$	D-\	N = 1.91320	Prob(F-stat) =	0.0000			

Les résultats repris dans le tableau ci-dessus révèlent l'existence d'une relation positive entre la croissance économie per capita et la présence de la guerre civile considérée comme la variable d'intérêt de notre modèle. Par ailleurs, la relation entre croissance économie per capita et les dépenses de défense nationale est négative. Seules les variables de revenu national et du taux de dépenses de défense sont significatives, les autres variables (capital physique, du taux d'urbanisation et guerre) ne sont pas significatives au seuil de 5.0%. S'agissant de l'accroissement du capital humain, il est significatif au seuil de 10.0%. L'augmentation d'un point de dépenses de défense entraîne une diminution de 0.061 du taux de croissance du revenu par habitant. Et la présence de la guerre civile augmente le taux de croissance du PIB per capita de 0.227 point.

Résultat du modèle 2

L'objectif de tester le double canal d'influence de la guerre sur la croissance économique per capita et le souci de prendre en compte toute les interrelations et donc de maîtriser les éventuelles corrélations entre les variables clé de l'analyse économique des guerres civiles, nous ont conduit à privilégier le modèle multiéquationnel plutôt que de nous atteler sur une seule équation. Par conséquent, l'équation de la croissance sera accompagnée d'autres équations, notamment celles du capital physique et du capital humain. Par ailleurs, ce modèle nous permettra aussi de faire face au problème de biais d'endogénéité et de simultanéité. Le choix de ces équations qui nous a permis d'obtenir le modèle multiéquationnel d'analyse ne s'est pas fait de façon ad hoc mais nous nous sommes référés à la théorie économique et aux analyses menées par Abelosso (2005).

En appliquant les doubles moindres carrés au modèle multiéquationnel, nous obtenons un modèle dont le R² et la significativité globale restent relativement bons, à l'exception de l'équation du capital humain où le R² est faible.

Les résultats repris dans le tableau 3, confirment les résultats obtenus précédemment. L'effet de la variable d'intérêt « guerre » sur le taux de croissance économique per capita est positif et non significatif. Par contre, les dépenses de défense exercent une influence négative et significative.

Ainsi, se référant au modèle Collier – Hoeffler, une guerre qui est justifiée non pas par la quête de pillages mais plutôt par la quête de justice peut avoir des effets positifs sur le processus de croissance économique.

Tableau 3 Résultat de la régression par les DMC sur l'équation de croissance

DTPIBH = 0.537 + 0.003*TCAP + 0.020*TCAH(-1) + 0.0002*DDPIBR - 0.065*DEDN + 0.282*WAR							
(2.126)	(0.972)	(0.883)	(22.931)	(-2.790)	(0.776)		
(0.045)	(0.341)	(0.386)	(0.000)	(0.011)	(0.446)		
$R^2 =$	0.97	D-W = 1.659	Prob(I	-stat) = 0.0000			

Le tableau 4 indique que la variable la plus influente dans la détermination du taux d'accroissement de l'investissement est le taux d'inflation, mais son influence reste faible. L'effet positif et non significatif de la variable guerre sur l'accroissement du capital physique confirme l'influence indirecte que la guerre exerce sur le taux de croissance du PIB per capita. L'absence d'influence, également, de variables TPIBH et CRED s'expliquerait sans doute par leur faible niveau face à l'immense besoin d'investissement du pays. Notons que les performances économiques réalisées à la période précédente ont un effet significatif et positif sur l'accroissement des investissements, cela s'explique par le mécanisme d'anticipation des agents économiques.

Tableau 4 Résultat de la régression par les DMC sur l'équation de du capital physique

TCAP = -4.776 + 0.121	*DTPIBH +	· 4.129*DTPIBH(-1) ·	+0.007*INFLAT(-1	ı) +0.0084*CRI	ED + 15.61*WAR	
(-0.604) (0.552)	(0.075) (0.941)	(2.379) (0.026)	(5.220) (0.000)	(0.007) (0.994)	(0.678) (0.505)	
$R^2 = 0.72$		D-W = 2.173312	Prob(F-stat) =	0.0258		

Pour l'équation du capital humain, les résultats suggèrent un impact plus important du taux de scolarisation primaire. Ainsi, l'amélioration du capital humain exige avant tout un relèvement de performance et du taux de scolarisation à l'école primaire. En revanche, le taux de croissance du PIB per capita et les dépenses de défense nationale n'ont pas d'effet significatif sur le capital humain. La variable guerre, bien que non significatives, exerce un effet positif sur le taux d'accumulation du capital humain, montrant ainsi l'influence indirecte qu'elle exerce sur la croissance économique à travers le capital humain. L'impact négatif du niveau de capital humain au temps t-1 sur l'accroissement du capital humain traduit le faible niveau des infrastructures sociales face à l'immense besoin d'investissements du pays.

Tableau 5 Résultat de la régression par les DMC sur l'équation du capital humain

1				_		сар.са	
	TCAH = 36.1167 +	· 0.278*DTPIBH	- 1.693*CAH(-1) +	o.385*PRIM + :	0.197*DEDN + 0.	.257*WAR	
	(2.763) (0.011)	(0.659) (0.517)	(-2.88) (0.009)	(-3.038) (0.006)	(0.831) (0.415)	(0.074) (0.942)	
	F	$R^2 = 0.46$	D-W = 1.915	Prob(F-st	tat) = 0.014		

Résultat du modèle 3

Nous résumons dans le tableau 6 présente les résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur par les moindres carrés ordinaires.

Tableau 6 Résultat des estimations

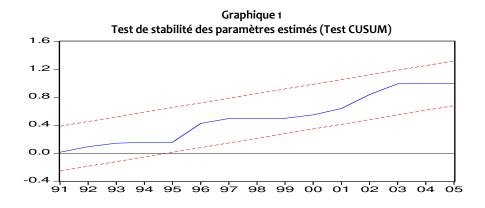
PERFORMANCES ECONOMIQUES (variable endogène)

	Court terme		Long terme	
VARIABLES INDEPENDANTES	Elasticité	t-Student	Elasticité	t-Student
Taux d'intérêt réel	-2,98E-06	-0,502	-6 , 18E-06	-0,580
Dépenses militaires	0,014	1,139	0,021	1,536
Dépenses non militaires	0,425	2,223	0,443	2,249
Guerres civiles	0,055	2,610	-0,052	-2,597

	Coefficient	t-Student
Constante	1,651	2,138
Vitesse d'ajustement des performances économiques	-0,338	-2,061

Test statistique	Valeur de la statistique	Probabilité critique
Coefficient de détermination	0,686	-
Coefficient de détermination corrigé	0,521	-
Durbin-Watson	2,056	-
Fisher	4,159	0,004
Ramsey (F – test)	0,034	0,967
Jarque-Bera	0,360	0,835
ARCH (F – test)	0,325	0,573
LM – test de Breusch-Godfrey	0,201	0,820

A l'issue de ces tests, il ressort que le résultat est valide. Le coefficient de correction d'erreur est significativement négatif. Le coefficient de détermination corrigé est relativement faible. Comme l'indique le test de Ramsey (test se basant sur la statistique de Fisher), la spécification du modèle est bonne. De même, le test de Jarque – Bera montre que les résidus sont normalement distribués, et donc, l'application de l'inférence ne pose aucun problème technique. Parallèlement, au regard des résultats du test ARCH, il est exclut toute éventualité de présence d'hétéroscédasticité de variances des erreurs. Pour tester l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'erreurs, le test de Breusch – Godfrey a été préféré à celui de Durbin – Watson. La probabilité critique de la statistique du multiplicateur de Lagrange (LM) associée au test de Breusch – Godfrey étant supérieur à 0,05, nous concluons qu'il y a absence d'autocorrélation d'erreurs. In fine, au regard du graphique 1, les paramètres estimés s'avèrent stables pendant la période sous-étude. En effet, la courbe (CUSUM) fluctue uniquement à l'intérieur des corridors (intervalles de confiance).



Le résultat de l'estimation (tableau 6) montre que la variable de la politique monétaire possède le signe attendu, tel que

spécifié dans le modèle de Romer - Taylor, cependant elle demeure non significative dans le court terme et le long

terme.

Les effets des dépenses militaires sur les performances économiques sont conformes au résultat de Benoit (1973); ils

sont positifs, mais non significatifs (au seuil de 5 %) dans les court et long termes. Comme indiqué dans la partie

introductive, cet impact s'explique par le manque de rationalité (corruption, problème de gouvernance) dans

l'allocation de ces ressources publique, surtout en période de conflits.

Parallèlement, les dépenses non militaires sont significatives (au seuil de 5 %) et exercent un effet positif sur les

performances dans le court terme et long terme.

Enfin, l'effet de la présence de guerre civile sur les performances économiques est pseudo – paradoxale. Les résultats des

estimations révèlent, dans le court terme, l'existence d'une relation positive et significative (au seuil de 5 %) entre

performances économiques et présence de la guerre civile. Ce résultat est loin d'être généralisé puisque dans le long

terme, cette relation devient négative et demeure significative (toujours au seuil de 5 %). C'est un pseudo – paradoxe,

puisqu'en réalité, l'effet positif de la guerre civile sur les performances économiques traduit sans nul doute la tendance

qu'ont les pouvoirs publics après l'éclatement d'un conflit d'améliorer la gouvernance (accords, dialogue, négociation

ou cessez - le - feu).

Mais, la quête de la justice et le souci du rétablissement de l'Etat de droit par les armes (guerres) n'apparaissent pas,

au regard des estimations, comme une meilleure option; puisque dans le long terme, les effets sont négatifs. Il est

donc important pour la RD Congo d'adopter d'autres options permettant, d'une part, d'améliorer pacifiquement la

gestion de la Res publica et d'autre part, de réduire l'appauvrissement socioéconomique de la population étant donné

que ces deux éléments, au sens de Collier - Hoeffler, influent significativement sur l'éclatement de conflits armés.

Assistant Jean – Paul TSASA Vangu

Université Protestante au Congo

Centre Congolais – Allemand de Microfinance

BP 4745 Kinshasa II

jeanpaultsasa@lareq.com

14