

Contribution de la Caisse Autonome de Retraite des Fonctionnaires (CARFO) à la croissance économique du Burkina Faso

Alima Paule Ariane NAPON

Email : napariane@yahoo.fr

Laboratoire Questions Globales de Politiques Economique
et/ou UFR SEG – Université Thomas Sankara

Résumé : Cet article analyse la contribution de la Caisse Autonome de Retraite des Fonctionnaires (CARFO) à la croissance économique du Burkina Faso sur la période de 2007 à 2019. Nous utilisons un modèle Autorégressif à Retards Echelonnés (ARDL) tout en l'adaptant à notre contexte d'étude. Les différentes estimations ont permis de montrer le lien qui existe entre le taux de croissance du Produit Intérieur Brut (PIB) réel et les variables de la sécurité sociale comme les produits techniques, le résultat, les prestations sociales. Il ressort que les produits techniques et le résultat ont un effet positif et significatif sur la croissance du PIB réel à court et à long termes. Par contre, les prestations sociales ont un effet négatif sur la croissance du PIB réel. Une revalorisation des cotisations et une maîtrise des charges techniques pourraient être un canal pour stimuler la croissance économique du Burkina Faso.

Mots-clés : Prévoyance Sociale - Fonctionnaires - Caisse de Retraite – Croissance économique

Contribution of the Autonomous Pension Fund for Civil Servants (CARFO) to the Economic Growth of Burkina Faso

Abstract: *This paper analyses the contribution of the Autonomous Pension Fund for Civil Servants (CARFO) to the economic growth of Burkina Faso over the period 2007 to 2019. We use the AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) model adapting it to our study context. All the estimates show that there is a link between the growth rate of the real Gross Domestic Product (GDP) and social security the variables such as technical products, earnings and social benefits. Technical products and earnings have a positive and significant effect on the real GDP growth in both the short and long term. On the other hand, social benefits have a negative effect on real GDP growth. A revalorisation of contributions and control of technical costs could be a channel to stimulate economic growth of Burkina Faso.*

Keywords: *Social security - Civil servants - Pension fund - Economic growth.*

Classification: *H55 - J26 - H23 - O41.*

Received for publication: 20230214.

Final revision accepted for publication: 20231230

1. Introduction

Au Burkina Faso (BF), pour traiter les risques liés à l'assurance vieillesse des agents publics de l'Etat, une Caisse de prévoyance sociale a été créée en 1989 avec pour objectif la gestion de la pension de retraite, de réversion et de risques professionnels des agents publics de l'Etat. A travers les cotisations sociales, ce sont des ressources importantes qui sont mobilisées puis injectées par plusieurs canaux dans l'économie. Cette contribution à l'économie se fait depuis l'an 2000 sous forme de dépôts à terme, des actions et des obligations, des prêts au Trésor Public et aux autres structures publiques.

Plus spécifiquement, en 2011, la CARFO détenait 2,18 milliards de FCFA de titres d'obligations du Trésor Public burkinabè. Ce montant s'est accru de 19,04% en fin d'année 2020. Entre 2009 et 2012, la valeur des actions était en moyenne égale à 299 millions de FCFA (CARFO (2012), avant de passer à plus de 3 milliards en 2020. En 2019, la CARFO a pris des actions dans le capital d'autres entreprises soient 0,20% à l'ONATEL-SA, 0,40% à Coris Bank International et 13,33% dans la Banque Agricole du BF. A la fin de l'année 2020, le montant des dépôts à termes (DAT) s'est accru de 18,54%. Entre 2005 et 2012, le montant des prêts octroyés aux structures publiques a quintuplé. En fin d'année 2020, ces prêts remontaient à 20,7 milliards pour le Trésor Public et 2 milliards pour d'autres structures publiques (CARFO, annuaires statistiques de 2007 à 2020).

En 2011, la CARFO a accordé au Fonds Burkinabè de Développement Économique et Social (FBDES) un prêt de 3,750 milliards de FCFA et de 15 millions FCFA aux Établissements Publics de l'État (EPE) dans le cadre de la relance de leurs activités. En plus des 15,2 milliards de FCFA et des 3,8 milliards de FCFA mis à la disposition respectivement du Trésor et du FBDES pour financer des activités ou entreprises d'utilité publique, la CARFO a contribué au financement d'autres secteurs de façon indirecte à travers le réseau bancaire à hauteur de 6,38 % du financement bancaire et de façon indirecte à hauteur de 2,176 milliards de FCFA par achat d'obligations. En 2020, elle a contribué aux recettes budgétaires de l'Etat d'un montant de plus de 171 millions de FCFA au titre des impôts et taxes et d'un montant de plus de 496 millions de retenues au titre de divers ordres de recettes versées (CARFO, annuaires statistiques de 2007 à 2020).

Au regard du contexte, il ressort que la CARFO mobilise de nombreuses ressources et effectue des dépenses techniques qui sont susceptibles d'avoir un effet sur la croissance économique du Burkina Faso. Cependant, on note l'absence de recherches visant à montrer la contribution de la CARFO à cette croissance. Afin de combler ce gap, nous avons jugé utile de répondre à la question suivante : quelle est la contribution de la CARFO à la croissance économique du BF ?

Les études sur la croissance économique au BF ont plus mis l'accent sur les facteurs traditionnels comme le capital, le travail, les investissements directs étrangers, etc... . Nous pouvons citer les travaux de Mokhtari et Tchiko (2006), Kouraogo (2010), Kafando (2011) comme référence. Une étude qui prend en compte des facteurs non traditionnels comme les produits techniques, le résultat, les prestations sociales de la

CARFO est de nature à produire de nouvelles connaissances en matière de croissance économique au BF.

Sur le plan théorique, il existe un lien entre la sécurité sociale et la croissance économique. Keynes (1936), Marx (1848), Pigou (1933) et Rueff (1936) indiquent que la sécurité sociale concerne toute la société et agit en interaction avec l'environnement social et l'activité économique. Holzmann et Jorgensen (2000), Beland et Lecours (2004) et Euzéby (2004) mettent l'accent sur la notion de justice et de risque social. Arjona et al. (2002), Bassanini et Scarpetta, (2001), Stéphanie (2014), Damon et Ferras (2015), Damon J. (2016), Damon J. (2017), Vanderstraeten (2021) et Chadli et Boutouil (2022) démontrent les uns, la controverse du lien entre la sécurité sociale et la croissance économique et les autres, le rôle des dépenses et les impacts directs et indirects de protection sociale dans l'économie.

Des études empiriques montrent un effet mitigé des dépenses de la sécurité sociale sur l'économie. Cashin (1994), Castles et Dowrick (1990) ont montré que des dépenses de la sécurité sociale ont un effet positif sur l'économie. Par contre Menahem (2007), Persson et Tabellini (1994), Atkinson (1999) sont parvenus sur le fait que la sécurité sociale a un impact négatif sur l'économie. D'après les travaux de Mirrlees (1971), les dépenses de protection sociale nuisent à la croissance économique. Selon lui, si le système de sécurité sociale n'encourage pas la population à épargner, le capital disponible pour réinvestir diminue. Sauf au cas où les impôts prélevés pour financer la protection sociale peuvent rendre l'innovation rentable. A l'opposé, Hubbard et Judd (1984), ont montré que la sécurité sociale pouvait contribuer largement au bien-être social, et par conséquent à la croissance économique. Enfin, Alain (2018) démontre le lien entre les pensions de retraite et la croissance économique en France.

Ces différents auteurs se basent généralement sur les dépenses de sécurité sociale et de protection sociale et utilisent des variables portant sur le cadre de vie des individus, les annuités d'assurance, les considérations culturelles, religieuses, ethniques ou linguistiques, la variation du stock de capital, le taux de scolarisation, les recettes courantes, le revenu disponible, la population âgée de plus de 65 ans, le niveau des taux d'intérêt et l'indice des prix à la consommation dans leurs analyses. La présente étude intègre de nouvelles variables de sécurité sociale en plus des prestations sociales.

L'objectif général de cette recherche est d'analyser la contribution de la Caisse Autonome de Retraite des Fonctionnaires (CARFO) à la croissance économique du Burkina Faso. La suite de l'article est structurée en trois sections. La section 2 expose la revue de littérature. La section 3 présente la méthodologie. La section 4 est consacrée à la présentation et discussion des résultats. La section 5 est consacrée à la conclusion et aux suggestions de l'étude.

2. Fondements théoriques et empiriques du lien entre la sécurité sociale et la croissance économique

Cette section traite du lien entre la sécurité sociale et la croissance économique et de l'impact positif et négatif de la sécurité sociale sur l'économie

2.1. Lien entre sécurité sociale et croissance économique

La recherche du lien entre sécurité sociale et croissance économique débouche sur des constats mitigés ; d'anciennes comme de nouvelles approches existent, ces dernières sont synthétisées dans les travaux de Bell (2011).

D'abord Pigou (1933) et Rueff (1936) en France dans leur conception néoclassique de la sécurité sociale, conseillaient de réduire les salaires et les charges sociales, puisqu'elle considérait que c'était un coût du travail trop élevé qui était la cause du chômage. Elles préconisaient également de diminuer les dépenses publiques et sociales.

Dans une approche macroéconomique Keynes (1936) et Marx (1848) à partir de la théorie du capitalisme, considère que la sécurité sociale concerne toute la société et agit en interaction avec l'environnement social et l'activité économique. Keynes analyse la sécurité sociale en considérant l'Etat-providence dans lequel est axé deux points principaux : le plein emploi et la redistribution du revenu. Karl Marx (1848) quant à lui, analyse la sécurité sociale à partir des relations qui existent entre les entrepreneurs et les prolétaires. Marx montre à partir de la théorie de la plus-value, que les entrepreneurs n'ont qu'un seul objectif : celui d'engranger des bénéfices en utilisant au maximum, la force de travail des employés. Il pense donc qu'il est nécessaire d'apporter à ces employés une assistance sociale, surtout lorsque ceux-ci en ont besoin. Les considérations de Marx aboutissent à la mise en place d'un système de protection sociale pour les prolétaires.

Holzmann et Jorgensen (2000) ont montré un ensemble de limites de la conception traditionnelle de la sécurité sociale notamment l'importance accordée au secteur public et au montant net des coûts et des dépenses, la difficile détection des éléments communs, la protection sociale comme stratégie nécessaire de lutte contre la pauvreté. Ces deux auteurs définissent alors une nouvelle théorie de la protection sociale selon laquelle la protection sociale doit s'analyser sur la base de la gestion du risque social. Elle est donc une source de sécurité pour les pauvres, et un investissement dans le capital humain. La protection sociale et la gestion du risque vont de pair selon leurs analyses. La protection sociale devient dès lors un moteur qui pourrait contribuer à la fois à la croissance économique et à l'amélioration de la situation des pauvres.

Selon une autre analyse théorique faite par Beland et Lecours (2004), la protection sociale peut aussi s'analyser en fonction des facteurs liés au nationalisme. Pour ces auteurs, les considérations culturelles, religieuses, ethniques ou linguistiques sont étroitement attachées au fonctionnement du système de protection sociale. Euzéby (2004) a rappelé que l'idée de justice sociale a été à la base des assurances sociales allemandes dont on sait qu'elles sont à l'origine de la naissance et du développement des systèmes de protection sociale. Pour ces derniers, les institutions de sécurité sociale sont essentielles pour la croissance et le développement économique car elles incitent à

l'esprit d'entreprise, à la création d'emploi et de l'investissement, donc un moteur de la croissance économique.

Damon et Ferras (2015) viennent à la conclusion que la sécurité sociale est érigée par les uns, en locomotive du progrès et de la croissance et par les autres, en tant qu'entrave à la compétitivité. Vanderstraeten (2021), dans sa thèse indique qu'il est cohérent de considérer que les dépenses de protection sociale soutiennent la consommation. Ceci étant, l'impact sur l'épargne n'est pas pour autant aussi évident. Celui-ci dépend de l'utilisation des revenus sociaux par les agents économiques soit comme simple complément à la consommation ou soit comme substituant aux revenus existants (pensions, revenus d'activités partielles). Damon (2016) précise que certaines études considèrent que la sécurité sociale déprime l'épargne. Il existerait une forme d'aléa moral qui réduirait l'incitation à épargner. Néanmoins, les effets à moyen long terme sur l'épargne ne sont pas clairement déterminés. L'auteur précise qu'une augmentation de l'épargne est généralement induite par des dépenses sociales axées sur des risques prévisibles (changements familiaux, retraite).

Dans une autre étude, Damon (2017) explique que certains économistes soutiennent que les programmes de sécurité sociale inhibent la croissance économique en générant des dépenses publiques improductives, affaiblissant la vitalité des marchés du travail et en évinçant l'épargne personnelle tandis que d'autres soutiennent le contraire : ils stimulent le développement économique dans les pays développés et en développement. Pour eux, les dépenses de sécurité sociale, quand elles visent la lutte contre les inégalités, encouragent la croissance économique en augmentant la demande et la consommation des personnes à faible revenu. En plus, des programmes tels que les pensions publiques de retraite et les transferts monétaires encouragent à la fois le développement du capital humain et des investissements productifs en direction d'individus économiquement vulnérables. Ces programmes, dans les pays en développement, permettent à ces personnes de participer à des marchés émergents, de structurer en partie le secteur informel et de catalyser la croissance économique.

Plus globalement, la variable (l'âge du départ à la retraite a une incidence considérable sur la vie des gens, et une incidence notable sur la croissance. L'étude indique que les pays peuvent augmenter leurs forces de travail et réduire les dépenses sur les pensions de retraite en augmentant l'âge de la retraite. Cela se légitime notamment par la progression de l'espérance de vie. L'étude démontre que les dépenses de sécurité sociale peuvent stimuler la croissance économique lorsqu'elles augmentent les dépenses globales de consommation, l'épargne et l'investissement productif. Du côté de l'économie dite de la demande, la sécurité sociale est un instrument de la politique des revenus. L'investissement social devient investissement productif. Dans son analyse, la sécurité sociale est considérée au sens large c'est-à-dire que c'est l'ensemble des interventions dédiées à l'entretien du capital humain. La croissance ne concerne pas uniquement le PIB. Il s'agit d'une croissance inclusive c'est-à-dire à fort taux d'emploi et favorisant la cohésion sociale et territoriale.

Les impacts directs et indirects de la protection sociale sur la croissance économique ont été analysés par Chadli et Boutouil (2022). Ainsi, leur modèle et celui de Bassanini et Scarpetta (2002) servent à identifier les déterminants de la croissance économique. Dans

ces travaux, la croissance du PIB est rapportée à la population d'âge actif et modélisée en fonction de ce qui suit : l'investissement dans le capital humain (l'augmentation de l'investissement se traduit par un accroissement du capital par travailleur donc par une accélération de la croissance) ; l'augmentation de la croissance de la population entraîne un ralentissement de celle du revenu ; plus un pays est pauvre plus il est probable que sa croissance soit rapide.

Le lien entre sécurité sociale et croissance économique a été largement démontré par de nombreux auteurs. De manière directe ou indirecte, la protection sociale favorise la croissance économique de plusieurs manières. Des études empiriques également démontrent à travers certains auteurs l'impact positif de la sécurité sociale sur l'économie et d'autres, son impact négatif.

2.2. Effets positifs et négatifs de la sécurité sociale sur l'économie

L'effet des dépenses de sécurité sociale sur la croissance fait l'objet de controverse dans les analyses empiriques. Alors que certains auteurs identifient un effet positif, d'autres par contre, obtiennent un effet négatif des dépenses de sécurité sociale sur la croissance économique.

Castles et Dowrick (1990) considèrent dans leur modèle, le PIB réel par tête comme variable expliquée, et les dépenses sociales de l'OCDE comme variable explicative, sur 18 pays de l'OCDE. Ils concluent que les dépenses admettent des coefficients positifs mais non significatifs dans leur modèle. Par conséquent, l'impact des dépenses de sécurité sociale sur la croissance est positif, mais avec une faible significativité. Ils arrivent donc au résultat selon lequel, les dépenses de sécurité sociale n'influenceraient pas assez la croissance économique.

Atkinson (1999) est l'un des principaux auteurs qui critiquent la place de la sécurité sociale dans la croissance économique. Pour lui, la sécurité sociale entraîne une grande taille du gouvernement au risque d'inefficacité et déséquilibre le système du marché. Pour démontrer ses propos, il analyse l'impact de ce qu'il appelle pension de l'Etat « Pay-as-you-go » sur la croissance économique. D'après lui, cette pension oblige une jeune génération de payer l'impôt hors du salaire horaire, permettant ainsi une garantie de leur retraite. La pension de l'Etat « Pay-as-you-go » affecte négativement la croissance économique par l'intermédiaire de l'épargne, parce que l'impôt prélevé sur la génération travaillante réduit l'épargne totale dans l'économie.

Menahem (2007) montre qu'un niveau élevé de cotisations sociales a un impact négatif sur la croissance et la création d'emplois et favorise la persistance du chômage. Il gonfle le prix du travail pour les entreprises, freinant ainsi la demande de travail.

Bell (2011) fait une synthèse des travaux de différents auteurs. Selon lui, beaucoup d'auteurs ont montré que la sécurité sociale est un moteur de la croissance économique. D'abord Cashin (1994) a utilisé 92 observations sur 21 pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE), pour estimer ses résultats sur la période de 1970 à 1998. Il effectue une estimation avec des séries temporelles transversales à partir de la technique des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) en s'inspirant du modèle endogène de la croissance. Comme variables pour son modèle,

Cashin (1994) utilise le taux de croissance du PIB réel par travailleur comme variable dépendante et comme variables indépendantes, la variation du stock de capital, le PIB réel par travailleur, les dépenses de sécurité sociale et de protection sociale, le taux de scolarisation, les recettes courantes, la population âgée de plus de 65 ans, le niveau des taux d'intérêt et l'indice des prix à la consommation. Il aboutit à de nombreux résultats et conclusions dont le principal est l'effet positif des dépenses de sécurité sociale sur la croissance économique. En effet, Cashin (1994) trouve des coefficients positifs et significatifs des dépenses de sécurité sociale dans son modèle, ainsi que pour ceux de l'investissement privé.

Persson et Tabellini (1994), à leur tour, montrent l'effet négatif de la protection sociale sur la croissance économique en mettant en évidence le lien empirique entre les dépenses sociales (somme des paiements de pension, des prestations/indemnités de chômage et autres dépenses sociales) sur le PIB et la croissance du PIB réel par tête. Ils utilisent les dépenses sociales de 13 pays de l'OCDE sur la période 1960-1985 et naturellement leur niveau de croissance économique, pour évaluer à partir des estimations non pondérées des variables instrumentales, le lien empirique entre ces deux variables. Leur question principale est celle de savoir le rôle principal de la distribution des revenus sur la croissance économique. Ces auteurs parviennent dans leurs travaux, par trouver des coefficients négatifs et non significatifs des dépenses de sécurité sociale dans leur modèle. Ce qui traduit en effet le rôle néfaste des dépenses sociales sur la croissance économique.

Selon Arjona et al (2002), si les régimes de prestations sociales découragent les gens de travailler, l'offre de travail dans l'économie diminue, ce qui réduit le niveau de la production et, dans certains cas, de l'investissement et, de ce fait, de la croissance. Sans l'épargne de la population, à moins que l'épargne publique n'augmente d'un montant équivalent, le capital disponible pour réinvestir diminue.

Dans une étude, Alain (2018) montre que le revenu disponible brut des ménages dont le chef est âgé de 60 ans et plus est passé de 271,7 Mds d'€ en 2003 à 274 Mds en 2015. Ce dernier, équivalent à celui des pensions de retraite est orienté vers la demande de biens et services, laquelle une fois transformée en offre, est mise sur le marché par les entreprises. Les grands secteurs de l'économie qui en bénéficient sont la nourriture, le logement, les services. On peut donc rejeter l'hypothèse que les pensions /prélèvement obligatoires sont des freins à la croissance en France, sauf si l'on considère que l'offre dans ces trois secteurs ne peut pas s'ajuster à la demande. Il précise que d'autres considérations font penser que la protection sociale peut être bonne pour la croissance : elle favorise la cohésion sociale ; évite qu'une catégorie ou une classe sociale ne reste à ce point à la traîne du mouvement général ; est considérée comme à un « investissement social » ou un « facteur productif ». Si les mesures actives la concernant parviennent à accroître l'offre de travail dans l'économie, elles favoriseront la croissance comme la théorie de Bassanini et Scarpetta (2001) qui considéraient que bien qu'il y ait des preuves empiriques que l'impôt nuit à la croissance, certaines catégories de dépenses publiques (investissement public) pouvaient avoir des effets positifs.

En outre, Stéphanie (2014) met en exergue les avantages de la protection sociale pour la réduction de la pauvreté, pour réduire la vulnérabilité et protéger les moyens de

subsistance : en stimulant l'offre intérieure et en lui permettant de répondre à l'augmentation de la demande sans augmentation des prix, l'investissement public semble être un complément idéal à la protection sociale et la combinaison des deux un moteur de la croissance. La protection sociale pourrait ainsi devenir un moteur de croissance si elle est complétée par des investissements productifs qui améliorent la productivité dans des secteurs économiques clés.

Rappelons que la plupart des études en Afrique subsaharienne mettant en relation les variables de sécurité sociale et la croissance économique ont utilisées les panels de pays et la méthode des MCO et très peu d'entre elles ont analysé la relation qui existe entre la sécurité sociale et la croissance économique en Afrique de l'Ouest. Entre autres, nous avons celles de M'barek, E. (1990) sur « Les effets économiques de la sécurité sociale : modélisation et explication pour le cas tunisien », de Félix Atchadé (2018) sur « La protection sociale en Afrique sub-saharienne : état des lieux et perspectives », de Florent Gbongue et al. (2015) « État des lieux des systèmes de retraite en Afrique subsaharienne francophone » pour ne citer que celles-là. Les études se limitent au fonctionnement de la sécurité sociale et à l'analyse de la faible représentativité de la sécurité sociale dans ces pays. Ces études proposent également des mesures pour l'élargissement du système de sécurité sociale.

3. Approche méthodologique

Cette section est consacrée à la présentation du modèle économétrique, des variables et de la source des données utilisées.

3.1. Spécification du modèle d'analyse

L'étude analyse la contribution de la CARFO à la croissance économique du Burkina Faso à l'aide du modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) qui a été développé par Pesaran (1997), Pesaran et Smith (1998) et Pesaran et al. (2001). Il s'agit d'un modèle dynamique adapté à l'analyse des relations de court terme et de long terme et permet de surmonter les limites relatives aux méthodes de cointégration conventionnelles notamment celle de Engle et Granger (1987), de Philips et Hansen (1990) et de Johansen (1991).

En outre, cette approche ARDL peut s'appliquer à n'importe quel degré d'intégration des variables utilisées : purement I (0), purement I (1) ou mixte. Aussi, selon Hamuda (2013) dans le cas des petits échantillons, elle est plus efficace et donne de meilleurs résultats dans la détermination de la relation de cointégration entre les variables.

La recherche vise à appréhender l'effet des variables de la sécurité sociale sur le taux de croissance annuel du PIB réel. La variable dépendante du modèle est le taux de croissance annuel du PIB réel au Burkina Faso noté TCPIB. Les variables indépendantes sont les produits techniques (PT), le résultat (RT), les prestations sociales (PS), et les variables de contrôle sont le stock de capital (K), le capital humain mesuré en termes de nombre d'années d'études (RH), et la population active dans l'année (PA).

La forme fonctionnelle linéaire du modèle se présente comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta LTCPIB_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta LTCPIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} \Delta LK_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} \Delta LRH_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} \Delta LPA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \alpha_{5i} \Delta LPT_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q_5} \alpha_{6i} \Delta LRT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_6} \alpha_{7i} \Delta LPS_{t-i} + b_1 LTCPIB_{t-1} + b_2 LK_{t-1} + b_3 LRH_{t-1} + \\ & b_4 LPA_{t-1} + b_5 LPT_{t-1} + b_6 LRT_{t-1} + b_7 LPS_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1) \end{aligned}$$

Avec Δ : l'opérateur de différence première ;

α_0 : la constante ; $\alpha_1 \dots \alpha_7$: les paramètres de la relation de court terme ;

$b_1 \dots b_7$: les paramètres de la relation de long terme ; $\varepsilon_t \sim \text{idd}(0, \sigma)$: le terme d'erreur ;

p est le nombre de retard maximal de la variable dépendante (TCPIB) ; $q_1, q_2, q_3, q_4, q_5, q_6$: le nombre de retard maximal pour chaque variable explicative retenue dans le modèle. LX_t : les variables (transformé en logarithme) ; LX_{t-i} : les valeurs passées des variables (transformé en logarithme) ; LX_{t-1} : les valeurs des variables de l'année précédant l'année t (transformé en logarithme).

Etant dans le cas d'un modèle dynamique, nous utilisons les critères d'information (Akaike-AIC, Schwarz-SIC et Hannan-Quin) pour déterminer les décalages optimaux ($p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5, q_6$) du modèle ARDL par parcimonie. C'est une technique qui a pour but de retenir le modèle significatif (faible AIC, SIC) qui a le moins de paramètres.

Ecrire un modèle ARDL comme celui-ci-dessus présume l'existence d'une relation de cointégration entre les variables qui conditionne même l'estimation des coefficients de court et de long terme de ces variables. Le test de cointégration de Engle et Granger (1991) n'est valide que pour deux variables intégrées de même ordre (soit ordre d'intégration = 1), par conséquent ce dernier est inapproprié pour notre étude. Celui de Johansen aussi pallie ce problème et exige que toutes les variables soient intégrées de même ordre. Nos variables étant intégrées d'ordres différents I(0), I(1), nous allons avoir recours au test de cointégration de Pesaran et al. (2001) appelé « test de cointégration aux bornes » ou « *bounds test to cointegration* » encore appelé test de cointégration par les retards échelonnés.

A l'aide de la procédure de Pesaran et al. (2001), un modèle à correction d'erreur peut aider à confirmer l'existence ou non de la cointégration entre les variables. Ce modèle aura la forme suivante si la cointégration entre les variables sous étude se confirme :

$$\begin{aligned} \Delta LTCPIB_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta LTCPIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} \Delta LK_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} \Delta LRH_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} \Delta LPA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \alpha_{5i} \Delta LPT_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q_5} \alpha_{6i} \Delta LRT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_6} \alpha_{7i} \Delta LPS_{t-i} + \theta \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2) \end{aligned}$$

θ : désigne ici le terme de correction d'erreur, coefficient d'ajustement ou force de rappel.

Les relations (1) et (2) feront l'objet d'estimation.

Le modèle sur lequel nous nous basons pour effectuer nos tests de causalité est spécifié de la manière suivante :

$$\begin{cases} Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} a_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{2j} X_{t-j} + \mu_{1t} \\ X_t = b_0 + \sum_{i=1}^k b_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} b_{2j} X_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{2j} Y_{t-j} + \mu_{2t} \end{cases}$$

où Y_t désigne la variable dépendante et X_t désigne les variables explicatives.

3.2. Variables et sources de données

Deux types de variables ont été utilisés notamment une variable dépendante qui est le taux de croissance annuel du PIB réel, quelques variables de contrôle et des variables explicatives telles que :

Les prestations sociales qui représentent les dépenses techniques de la CARFO (pensions des retraités, de leur ayants droits et celles au titre des risques professionnels. Elles correspondent également aux charges techniques. Le signe attendu est négatif ;

Les produits techniques qui sont composés des cotisations sociales collectées de toutes les branches confondues. Le signe attendu est positif.

Le résultat qui correspond à la différence entre les produits techniques et les charges techniques. Le signe attendu est positif.

Pour tester empiriquement le lien entre les variables de la sécurité sociale et la croissance économique, les données utilisées sont trimestrielles et couvre la période de 2007 à 2019 provenant de diverses sources. Avec la technique de trimestrialisation, nous avons obtenues 40 observations qui ont été alors utilisées dans les estimations. Certaines données notamment celle de la CARFO ont été collectées dans les rapports annuels de la CIPRES et les Etats financiers de la CARFO. D'autres données comme le PIB réel, le stock de capital, le capital humain sont issues de la Banque Mondiale (*World Development Indicators*, WDI, 2021).

3.3. Analyse descriptive

Les produits techniques ont considérablement augmenté entre 2007 et 2019, ils sont passés 21,897 milliards de FCFA en 2007 à 76, 667 milliards en 2019. En moyenne, 450,41 milliards de FCFA sur la période indiquée. Le résultat correspond à la différence entre les produits techniques et les charges techniques. Le résultat de la CARFO varie de 8,990 milliards de FCFA en 2007 à 55,311 milliards en 2019 soit un taux d'accroissement supérieur à 100% et en moyenne 4,44 milliards de FCFA. L'augmentation de ces effectifs entraîne une augmentation du montant des prestations sociales de 14,085 milliards de FCFA en 2007 à 40, 56 milliards de FCFA en 2019. En moyenne 5,59 milliards de FCFA (CARFO, annuaires statistiques de 2007 à 2020)

Tableau 1 : statistiques descriptives

Variabes	Moyenne	Min	Max	Ecart-type
Population active (en millions d'habitants)	4,090878	2,767687	4,712397	0,389054
Taux de croissance du PIB réel (en %)	1,025992	0,890816	1,313223	0,070293
Capital Humain (en année d'études)	0,295626	0,221634	0,312494	0,014 544
Stock de capital (en millions de dollars)	14 414,623	7 812,049	17 164,691	2 036,571
Résultat (en millions de FCFA)	4 443,1976	1 724,063	8 797,172	1 751,036
Produits Techniques (en millions de FCFA)	450 410,281	245 734,7	500 905,092	37 699,232
Prestations sociales (en millions de FCFA)	5 587,7677	2 711,044	8 087,596	1 513,531

Source : Auteur

4. Principaux résultats et discussions

Nous présentons dans cette section les résultats des tests diagnostiques ainsi que ceux des estimations de court terme et de long terme.

4.1. Résultats des tests diagnostiques

4.1.1. Stationnarité des séries

Un test de racine unitaire est préalable à la mise en œuvre de la procédure de la cointégration par les bornes ou limites (basée sur un modèle ARDL) développé par Pesaran et al. (2001) afin de s'assurer qu'aucune variable n'est intégrée d'ordre 2 c'est-à-dire $I(2)$, dans la mesure où elle n'est plus valable en présence de variables $I(2)$ (Fosu et al. 2006).

Les variables LTCPIB et LPA sont stationnaires en niveau (leurs valeurs de la statistique du test ADF sont inférieures aux valeurs critiques au seuil de 5%, nous acceptons donc l'hypothèse H_1). Nous en déduisons alors que le taux de croissance annuel du PIB Réel et la population active sont stationnaires en niveau. Elles sont donc intégrées d'ordre 0.

Par contre, les variables LK, LRH, LRT, LPS, LPT ne sont pas stationnaires en niveau (leurs valeurs de la statistique du test ADF sont supérieures aux valeurs critiques au seuil de 5%, nous acceptons donc l'hypothèse H_0). Ainsi, le stock de capital (K), le capital humain (RH), le résultat (RT), les prestations sociales (PS), les produits techniques (PT) ne sont pas stationnaires en niveau. Mais, en différence première, les variables LRH, LK, LRT, LPS, LPT sont stationnaires (leurs valeurs de la statistique du test ADF sont inférieures aux valeurs critiques au seuil de 5%, nous acceptons donc l'hypothèse H_1). Elles sont donc intégrées d'ordre 1. Comme l'ensemble des séries sont intégrées à des ordres différents, les tests de cointégration de Engle et Granger puis celui de Johansen

sont inappropriés. Le test de cointégration opportun est celui aux bornes de Pesaran et al. (2001).

4.1.2. Résultats du test de Cointégration de Pesaran et al. (2001)

Première étape : Détermination du décalage optimal et estimation du modèle ARDL

Le critère d'information de Schwarz (SIC) indique que le modèle ARDL (2, 0, 2, 2, 1, 1, 1) est le plus optimal parmi les 19 autres présentés, car il offre la plus petite valeur du SIC.

Deuxième étape : test de cointégration aux bornes

Conformément à la procédure d'estimation, le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) exige que le modèle ARDL soit estimé en premier lieu.

Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les séries sous étude car la valeur de F stat estimée est supérieure à celle de la borne supérieure à tous les trois seuils. Cela nous permet donc d'estimer les effets de long terme de LK, LRH, LRT, LPS, LPT sur LTCPIB.

4.1.3. Analyse de la causalité de Granger au sens de Toda et Yamamoto

Le tableau 2 présente les résultats des tests de causalité de Toda et Yamamoto. Les résultats mettent en évidence l'existence de huit causalités unidirectionnelles et 13 causalités bidirectionnelles. Nous avons retenu essentiellement celles relatives à la protection sociale.

La dynamique du taux de croissance annuel du PIB Réel est causée par le stock de capital (0,0186) est inférieur au seuil de 5%, le résultat, le capital humain, la population active, les prestations sociales, les produits techniques (0,0055 ; 0,0000, 0,0000 ; 0,0001 ; 0,0000) est inférieur au seuil de 1%.

La dynamique du résultat est causée par le stock de capital (0.0138) est inférieur au seuil de 5%, par le taux de croissance annuel du PIB réel, les produits techniques, les prestations sociales, la population active, le capital humain (0,0000 ; 0,0000 ; 0,0000 ; 0,0000 ; 0,0000) pour toutes ces variables inférieures à 1%. Le résultat étant déterminé par la différence entre les produits et les charges techniques, une augmentation de toutes ces variables influenceront le résultat.

La dynamique du stock de capital est causée par le taux de croissance annuel du PIB réel ; les prestations sociales, le capital humain, la population active, le résultat, les produits techniques (0,0000 ; 0.0011 ; 0,0000 ; 0,0000 ; 0,0000 ; 0,0000) est inférieur au seuil de 1%.

La dynamique des produits techniques est causée par le taux de croissance annuel du PIB réel (0,0009) est inférieur au seuil de 1%. Les ressources humaines, la population active, les prestations sociales (0.0455 ; 0,0306 ; 0,0395) est inférieur au seuil de 5%. Les cotisations sociales représentent les produits techniques et une augmentation des ressources humaines et de la population active auront une conséquence significative sur cette variable.

La dynamique des prestations sociales est causée par le taux de croissance annuel du PIB réel ; les ressources humaines, la population active et les produits techniques respectivement (0,0000 ; 0,0006 ; 0,0004 ; 0,0000) inférieure à 1%.

Tableau 2 : Résultats des tests de causalité de Toda et Yamamoto

Variables dépendantes	Variable causale						
	LTCPIB	LK	LRH	LPA	LRT	LPS	LPT
LTCPIB	-	7.964991 (0.0186)**	34.88181 (0.0000)***	34.54251 (0.0000)***	10.39301 (0.0055)***	19.50656 (0.0001)	33.62859 (0.0000)***
LK	54.14034 (0.0000)***	-	23.87522 (0.0000)***	23.97909 (0.0000)***	23.31200 (0.0000)***	13.55225 (0.0011)***	31.56349 (0.0000)***
LRH	86.38738 (0.0000)***	3.521701 (0.1719)	-	30.66733 (0.0000)***	26.65959 (0.0000)***	19.02974 (0.0001)	54.49859 (0.0000)***
LPA	73.15920 (0.0000)***	2.366268 (0.3063)	23.33194 (0.0000)***	-	21.37332 (0.0000)***	17.46421 (0.0002)***	47.09287 (0.0000)***
LRT	68.71609 (0.0000)***	8.566432 (0.0138)**	38.12355 (0.0000)***	41.12999 (0.0000)***	-	29.24475 (0.0000)***	42.51839 (0.0000)***
LPS	59.48682 (0.0000)***	0.061047 (0.9699)	14.70935 (0.0006)***	15.91392 (0.0004)***	11.54131 (0.0031)	-	45.22358 (0.0000)***
LPT	13.95865 (0.0009)***	1.367380 (0.5048)	6.180920 (0.0455)**	6.976452 (0.0306)**	0.586281 (0.7459)	6.464271 (0.0395)**	-

() : probabilité (p-value) ; *** : significatif à 1%, ** : significatif à 5% ; * : significatif à 10% ;

Source : Auteur (nos estimations)

4.1.4. Tests sur les résidus du modèle ARDL (2, 0, 2, 2, 1, 1, 1) estimé

La probabilité de la statistique de Jarque et Bera est de 0,929 qui est supérieure au seuil de 5%. Par conséquent, on ne rejette pas l’hypothèse H₀. Les résidus sont normalement distribués.

Les résultats du test d’autocorrélation des erreurs de Breusch-Godfrey permettent de conclure que les erreurs ne sont pas corrélées car les probabilités de 0,2591 et 0,0907 associées respectivement à la statistique de Fisher (F-Statistic) et au multiplicateur de Lagrange (Obs*R-squared) sont toutes supérieures au seuil de 5%. Notre hypothèse H₀ est donc acceptée traduisant que les erreurs ne sont pas corrélées.

La probabilité 0,4429 de la statistique F et la probabilité 0,4289 associée à la statistique du test de ARCH d’ordre 1 sont toutes supérieures au seuil de 5%. Par conséquent, l’hypothèse H₀ est acceptée. Les erreurs sont donc homoscédastiques.

Les résultats du test de spécification de Ramsey montrent que la probabilité 0,1196 de la statistique F est supérieure au seuil de 5%. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse H_0 . Le modèle ARDL (2, 0, 2, 2, 1, 1, 1) est bien spécifié.

Les résultats des tests CUSUM et CUSUMQ montrent que le CUSUM des résidus récursifs et le CUSUMQ des résidus récursifs se situent dans les limites critiques traduisant que tous les coefficients sont stables sur la période d'échantillonnage.

L'ensemble de ces différents tests de robustesse conduit à l'acceptation de H_0 . De ce fait, notre modèle est validé sur le plan statistique. Le modèle ARDL (2, 0, 2, 2, 1, 1, 1) a été correctement estimé et expliquerait à 99,40 % la dynamique du taux de croissance annuel du PIB réel au Burkina Faso, de 2007 à 2019.

4.2. Dynamique de court terme et de long terme

4.2.1. Dynamique de court terme

De l'analyse du tableau 3, nous constatons que le coefficient associé à la force de rappel $CointEq(-1)$ est significativement différent de zéro au seuil de 1%, il est négatif et est compris entre 0 et 1 en valeur absolue (-0,940344). De ce fait, il existe donc bien un mécanisme à correction d'erreur. A long terme les déséquilibres entre le taux de croissance annuel du PIB réel, le résultat, les prestations sociales, produits techniques se compensent de sorte que l'ensemble de ces séries ont des évolutions similaires. Le coefficient de la force de rappel révèle qu'on arrive à ajuster 94,03% du déséquilibre entre le niveau désiré et la valeur du taux de croissance annuel du PIB réel.

- **Effet à court terme du résultat sur le taux de croissance annuel du PIB réel**

A court terme, la dimension temporelle ne joue pas un rôle important sur l'effet de la variable résultat sur le taux de croissance annuelle du PIB réel. Toutefois, à court terme, une augmentation du résultat de 1% entraîne une augmentation du taux de croissance annuel du PIB réel de 0,24 %. Etant donné que le résultat correspond à la différence entre les produits techniques et les charges techniques. La baisse du résultat peut être observée pour deux raisons ; soit par la baisse des charges techniques, le paiement de moins de pensions, soit par l'accroissement des produits techniques, ce qui est le plus probable.

- **Effet à court terme des produits techniques sur le taux de croissance annuel du PIB réel**

Une augmentation des produits techniques de 1% entraîne une augmentation du taux de croissance annuel du PIB réel de 0,49%. L'effet positif obtenu est conforme à la prédiction théorique. En effet, les produits techniques, à court terme, sont utilisés pour le financement des dépenses de fonctionnement des entreprises, améliorant ainsi leurs activités économiques.

- **Effet à court terme des prestations sociales sur le taux de croissance annuel du PIB réel**

Une augmentation des prestations sociales de la période courante de 1% entraîne une baisse du taux de croissance annuel du PIB réel de 0,26%. Les résultats sont similaires à ceux de Nordstrom (1992), de Persson et Tabellini (1994), d'Atkinson (1999) qui mettent en évidence le lien empirique entre les dépenses sociales (somme des paiements de pension, des prestations/indemnités de chômage et autres dépenses sociales) sur le PIB, et la croissance du PIB réel par tête. Ils utilisent les dépenses sociales de 13 pays de l'OCDE sur la période 1960-1985, et finissent par trouver dans leurs travaux des coefficients négatifs et non significatifs des dépenses de sécurité sociale dans leur modèle. Ce qui traduit en effet le rôle dégradeur des dépenses sociales sur la croissance économique.

Tableau 3 : Résultats d'estimation des coefficients de court terme

Dependent variable: D(LTCPIB)				
Variable	Coefficient	Ecart -type	t-Statistic	Prob.
C	-10.72306 ***	0.532602	-20.13333	0.0000
D(LTCPIB(-1))	-0.085814 ***	0.011477	-7.477250	0.0000
D(LRH)	-4.597555 ***	1.228032	-3.743838	0.0011
D(LRH(-1))	-0.803059 ***	0.065151	-12.32610	0.0000
D(LPA)	1.753312 ***	0.396764	4.419033	0.0002
D(LPA(-1))	0.557473 ***	0.070485	7.909051	0.0000
D(LRT)	0.241881 ***	0.013581	17.81079	0.0000
D(LPS)	-0.260109 ***	0.028830	-9.022175	0.0000
D(LPT)	0.491812***	0.026020	18.90115	0.0000
CointEq(-1)*	-0.940344 ***	0.046723	-20.12581	0.0000

***significatif au seuil de 1% ; **significatif au seuil de 5% ; *significatif au seuil de 10%.

Source : Auteur (nos estimations)

4.2.2. Dynamique de long terme

Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation du modèle ARDL de long terme.

- **Effet à long terme du résultat sur le taux de croissance annuel du PIB réel**

A long terme, une augmentation du résultat de 1% entraîne une augmentation du taux de croissance annuel du PIB réel de 0.06%. Une amélioration à long terme le résultat de la CARFO permet d'accroître le PIB réel.

- **Effet à long terme des produits techniques sur le taux de croissance annuel du PIB réel**

A long terme par contre, une augmentation des produits techniques de la période en cours de 1% entraîne une baisse du taux de croissance annuel du PIB réel de 0,07%. Ce qui rejoint Menahem (2007 : 392) dans son article, il est notifié qu'un niveau élevé de cotisations sociales a un impact négatif sur la croissance et la création d'emplois et

favorise la persistance du chômage. Il gonfle le prix du travail pour les entreprises, freinant ainsi la demande de travail.

- **Effet à long terme des prestations sociales sur le taux de croissance annuel du PIB réel**

Les prestations sociales ont un effet significativement négatif sur le taux de croissance économique au seuil de 1% à long terme. Une augmentation des prestations sociales de la période en cours de 1% entraîne une baisse du taux de croissance annuel du PIB réel de 0,06%. Atkinson (1999), est l'un des principaux auteurs qui critiquent la place de la sécurité sociale dans la croissance économique avait abouti également aux mêmes résultats. Il analyse en effet l'impact de ce qu'il appelle pension de l'Etat « *Pay-as-you-go* » sur la croissance économique. D'après lui, cette pension oblige une jeune génération de payer l'impôt hors du salaire horaire, permettant ainsi une garantie de leur retraite. Cette pension affecte négativement la croissance économique par l'intermédiaire de l'épargne, parce que l'impôt prélevé sur la génération travaillante réduit l'épargne totale dans l'économie Atkinson (1999).

Tableau 4 : Résultats d'estimation des coefficients de long terme

Variable dépendante : LTCPIB				
Variable	Coefficient	Ecart -type	t-Statistic	Prob.
LK	-0.045942	0.020673	-2.222321	0.0369**
LRH	-7.473033	0.968439	-7.716580	0.0000***
LPA	2.638947	0.385073	6.853109	0.0000***
LRT	0.060380	0.007706	7.835821	0.0000***
LPS	-0.062159	0.017639	-3.523982	0.0019***
LPT	-0.070122	0.021020	-3.335915	0.0030***
C	-11.40334	1.458276	-7.819737	0.0000***

***significatif au seuil de 1% ; **significatif au seuil de 5% ; *significatif au seuil de 10%.

Source : Auteur (nos estimations)

5. Conclusion

L'objectif de cet article est d'analyser la contribution de la CARFO à la croissance économique au Burkina Faso. Pour y parvenir, une approche ARDL a été utilisée. Les résultats de la cointégration montrent l'existence d'une relation de court et de long terme entre le taux de croissance annuel et les variables retenues dans l'analyse.

Les résultats de court terme montrent que les variables résultat, produits techniques ont un effet positif sur le taux de croissance annuel du PIB réel. Par contre, les prestations sociales affectent négativement le taux de croissance annuel du PIB réel. A long terme, la variable résultat affecte positivement le taux de croissance annuel du PIB réel.

Au regard des résultats pour que la CARFO contribue réellement à la croissance économique au Burkina Faso, la recherche suggère qu'elle arrive sans contrainte au paiement des pensions sur une longue période d'abord en rentabilisant ses avoirs à travers un accroissement des produits financiers en augmentant le taux de cotisation à 10% , en élaborant une politique de recouvrement efficace, une politique de placement formel et valide et en investissant dans l'immobilier qui est un secteur très rentable en ce moment où le Burkina Faso est en plein chantier. Ensuite, elle pourrait maîtriser ses charges à travers la maîtrise de la gestion des prestations sociales. Pour ce faire, elle pourrait constituer des réserves conséquentes et chercher des subventions, des dons et legs qui lui font toujours défaut.

6. Références bibliographiques

- Alain J. (2018). *Vieillesse démographique et prélèvements obligatoires : la retraite par répartition, facteur de justice sociale et de croissance économique ?*, 2018. ffhah-01816415
- Arjona R., Ladaique M. et Pearson M. (2002). Protection sociale et croissance. *Revue économique de l'OCDE*, vol. n° 35, no. 2, 2002, pp. 7-49.
- Atkinson A. B. (1999). The economics of the welfare state. *University of Groningen, Workshop report*, vol. 12, Groningen, pp. 23-35.
- Bassanini, A. et Scarpetta.S (2002). Les moteurs de la croissance dans les pays de l'OCDE : Analyse empirique sur des données de panel. *Revue économique de l'OCDE*, n° 33.
- Beland D. et Lecours A. (2004). Nationalisme et protection sociale : une approche comparative. *Canadian Public Policy-Analyses de Politiques*, vol. 30, No. 3, pp. 320 – 323.
- Bell I.V. (2011). Dépenses de prestations sociales prises en charge par la CNPS (Caisse Nationale de Protection Sociale) et croissance économique au Cameroun. *Mémoire d'Ingénieur d'application de la statistique*. Institut sous-régional de la statistique et d'économie appliquée (ISSEA) Cameroun.
- Chadli. N. et Boutouil S. (2022). L'impact de la protection sociale sur la croissance économique. *Revue Internationale des Sciences de Gestion*, Volume 5 : Numéro 3, pp: 212 -226.
- CARFO (2012), *Place de la CARFO dans le financement de l'économie du Burkina Faso*, Direction Financière et Comptable.
- Cashin P. (1994). Government spending, taxes, and economic growth' *IMF Working Paper* WP/94/92, IMF ed. 36p.
- Castles, F.G. et Dowrick S. (1990). The Impact of Government Spending Levels on Medium-Term Economic Growth in the OECD., 1960-1985, *Journal of Theoretical Politics*, No. 2, pp. 173-204

- Damon J. et Ferras B. (2015). Chapitre III. Tensions, complications, horizons. *in.*, *La sécurité sociale. Presses Universitaires de France*, 2015, pp. 83-120.
- Damon J. (2016). *L'impact socio-économique de la sécurité sociale*. École nationale supérieure de sécurité sociale, Genève.
- Damon J. (2017). *Sécurité sociale et croissance économique : une synthèse des études*. (En3s) mars - Avril 2017.
- Engle R. F. and Granger C.W. J., (1987). Cointegration and error correction representation: Estimation and testing. *Econometrica*, vol.55, n°2, pp.251-276.
- Euzéby A. (2004). Social protection: values to be defended. *International social security reviews* vol. 57 issue 2 page 107-117.
- Fosu O., Frimpong, Magnus J. et Oteng Abayie (2006). An Examination of Foreign Direct Investment, Trade and Growth Relationships: A case of Ghana. *American Journal of Applied Science*, vol.3, n°11, pp.2079-2085.
- Gbongue F., Planchet F., Abderrahim O. (2015). État des lieux des systèmes de retraite en Afrique subsaharienne francophone. *Revue subsaharienne d'économie et de finance*, 2015(5). fahal01301741f
- Hamuda M. A., (2013). ARDL Investment Model of Tunisia, *Theoretical and Applied Economics*. vol. XX, n° 2, pp. 57-68.
- Holzmann R. et Jorgensen S. (2000). Gestion du risque social : cadre théorique de la protection sociale. *Série de Documents et Discussion sur la Protection Sociale*, No. 0006, BM ed., 37p.
- Hubbard R. G. et Judd K.L. (1984). Social security and individual welfare: Precautionary saving, liquidity constraints, and the payroll tax. *National Bureau of Economic Research*, Working paper No. 1736, Cambridge, 39p.
- Johansen S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *In Econometrica*, Vol.59, pp. 1551-1580.
- Kafando B. (2011). Investissement direct étranger et croissance économique au Burkina Faso, Université Ouaga 2, Burkina Faso.
- Keynes J.M. (1936). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*. Paris, Payot, 1968.
- Kouraogo H.M.P. (2010). Les déterminants de la croissance économique et du développement durable au Burkina Faso : Enjeux et défis de la politique publique.
- Marx K. (1848). Manifeste du parti communiste. 1848.
- M'barek, E. (1990). *Les effets économiques de la sécurité sociale : modélisation et explication pour le cas tunisien*. Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Tunis.

- Menahem G. (2007). Prestations sociales, sécurité économique et croissance en Europe. *Revue de l'OFCE* 2007/4 (n° 103).
- Mirrlees J. A. (1971). An exploration in the theory of optimum income taxation, *Review of Economics Studies*, Vol. 38, No. 2, pp. 175-208.
- Mokhtari F. et Tchiko F. (2006). Capital social et croissance économique : Une approche analytique, *Les Cahiers du MECAS*, N° 2.
- Nordstrom H. (1992). *Studies in trade policy and economic growth*, Monograph No. 30, Institute for International Economic Studies, Stockholm.
- Persson T. et Tabellini G. (1994). Is Inequality harmful for growth? *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, pp. 600-621.
- Pesaran M. (1997). The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run. *Economic Journal*, vol. 107, issue 440, 178-91
- Pesaran M. H, et Pesaran B., (1998). *Working with microfit 4.0: Interactive econometric analysis*. Oxford University Press.
- Pesaran M., Shin Y., Smith R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *In journal of applied Econometrics*, Vol. 16, n° 3, pp. 289-326.
- Philips P. C. B. et Hansen B. E., (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression With I (1) Processes. *Review of Economic Studies*. Vol. 57, No. 1 (Jan., 1990), pp. 99-125 (27 pages)
- Pigou, A. C. (1933). *The Theory of Unemployment*. London *MacMillan and Co*.
- Rueff J. (1936). La fin de l'ère keynésienne. *Le Monde*, 19 et 20/21 février 1976.
- Stéphanie L. (2014). *Protection sociale et croissance économique : dépassons les vœux pieux*. Huffpost.
- Toda H. Y et Yamamoto T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, vol. 66, pp. 225-250.
- Vanderstraeten J. (2021). Quel est l'impact des inégalités de revenus sur le taux d'épargne des ménages européens ? *Thèse de doctorat*. University of Namur.