

**Les déterminants de la croissance économique en Algérie, Evidence
empirique par l'approche ARDL.
The determinants of economic growth in Algeria, Empirical evidence
through the ARDL approach**

Dr. HOCINE BELHIMER ^{1*}, Pr. KAMEL HELALI ²

¹ École Nationale Supérieure de Comptabilité et Finance, ESCF Constantine, Algérie.
hbelhimer@escf-constantine.dz

² Faculté des Sciences Économiques et de Gestion de Sfax, Tunisie.
Kamel.helali@fsegs.usf.tn

Reçu le: 27/02/2023

Accepté le: 17/04/2023

Publié le: 12/06/2023

Résumé:

Le but de cette étude empirique est d'étudier les facteurs qui déterminent la croissance économique en Algérie, notamment en intégrant des variables financières issues de modèles de croissance endogène. Le modèle Autorégressive à retard échelonné a été utilisé pour analyser trois types de variables - financière, instabilités financières et contrôle - de 1965 à 2019. Les résultats indiquent que l'inflation a une corrélation positive avec la croissance en Algérie à court et à long terme, tandis qu'une amélioration du ratio M2/PIB favorise la croissance à court terme. Toutefois, cet effet diminue à long terme, peut-être en raison de la structure de consommation de l'économie algérienne. De plus, l'étude confirme l'existence d'un mécanisme de correction des erreurs à long terme, la croissance économique se corrigeant à 91,1 %.

Mots clés: Modèle Autorégressive à retard échelonné ; Croissance économique ; Analyses macroéconomiques du développement économique ; Algérie.

Classification JEL: C11 ; O11 ; O47 ; O55

Abstract:

The purpose of this empirical study is to investigate the factors that determine economic growth in Algeria, specifically by incorporating financial variables from endogenous growth models. The Autoregressive Distributed Lag model was utilized to analyze three types of variables - financial, financial instabilities, and control - from 1965 to 2019. The results indicate that inflation has a positive correlation with growth in Algeria in both the short and long term, while an improvement in the M2/GDP ratio promotes growth in the short term. However, this effect diminishes in the long term, possibly due to the consumption structure of the Algerian economy. Additionally, the study confirms the existence of an error correction mechanism in the long term, with economic growth correcting to 91.1%.

Keywords: Autoregressive distributed lag model; Economic Growth, Macroeconomic analyzes of economic development ; Algeria

JEL Classification Codes : C11 ; O11 ; O47 ; O55

* *Auteur correspondant*

1. Introduction

La croissance économique est considérée comme l'une des phénomènes les plus intéressantes de la science économique, elle permet d'expliquer le processus d'enrichissement des nations, comme elle assure la prospérité économique, sociale et humaine, classé comme objectifs ultimes des pouvoirs publics.

En effet, à la fin des années 1930, la naissance de la macro-économique au sens moderne est apparue à travers le raisonnement en termes agrégés, Harrod et Keynes, Solow et Domar à travers des modèles mathématiques ont montré le rôle de l'investissement dans les modèles de croissance économique.

Vers la fin des années 1980, on assiste aux critiques du modèle de Solow, par les travaux de Romer, Lucas et Barro, dans le cadre de la théorie de la croissance endogène, puis l'intégration de l'effet apprentissage de Kenneth Arrow, pour permettre au taux de croissance économique de se stimuler de manière auto-entretenu, d'ailleurs (Romer, 1986, 1990 ; Lucas, 1988, 1990 ; Barro, 1991 ; Mankiew et al., 1992 ; Benhabib, et al., 1991 ; Lopez Bazo et Moreno 2008 ; Pablo-Romero et Gómez-Calero, 2008, 2013), considèrent que les mesures structurelles appropriées peuvent stimuler la croissance à travers l'encouragement des agents à investir plus que l'habitude.

Pour ce qui est du rôle que peut jouer la finance, Greenwood et Jovanovic (1990), Levine (1991), Bencivenga et Smith (1991), Levine (2005), et Levine et al. (2000) ont montré l'existence d'une relation positive entre le développement financier et la croissance, pour les pays développés, puisque la performance du marché financier facilite le financement externe des entreprises.

Rares sont les études qui ont pris en compte l'impact du développement financier sur le développement économique pour les pays en voie de développement, encore moins pour l'Algérie, Suleiman Abu-Bader, Aamer S. Abu-Qarn, (2008), ont prouvé l'existence d'un effet positif en économie égyptienne entre le développement financier et la croissance économique. De leurs parts, Ben Jedidia Khoutem, et al. (2014) ont montré l'existence d'un effet positif du développement financier sur la croissance économique en Tunisie, cet effet n'est pas clairement prouvé par la majorité des études de croissance sur l'économie algérienne.

Depuis son indépendance, les pouvoirs publics Algériens ont adopté plusieurs politiques et stratégies. A commencer par une économie centralement planifiée, jusqu'à l'adoption d'une politique de relance d'inspiration keynésienne. L'économie algérienne n'a pas pu réaliser les taux de croissances économiques escomptés. C'est dans l'objectif de rechercher une croissance économique forte et durable, que le présent article est présenté, pour la détermination des variables caractéristiques la croissance économique en Algérie, en tenant compte des variables financières.

Le modèle retenu pour les estimations économétriques s'inspire des travaux de plusieurs économistes qui se sont penchés sur cette thématique à l'instar de King et de Levine (1993b). L'objectif de cette étude n'étant pas de rechercher les déterminants de la croissance dans leur globalité mais de capter l'impact du développement financier sur la croissance en introduisant des variables financières et des variables de croissance que l'on retrouve généralement dans la littérature sur les modèles de croissance endogène.

2. Cadre théorique du modèle de croissance retenu pour l'étude empirique

Nous adoptons l'équation de la fonction de croissance du PIB par habitant (soit le PIB par habitant, PIBH) de [Ben Jedidia, et al. \(2014\)](#), s'inspirent des travaux de plusieurs économistes à l'instar de [King et Levine \(1993\)](#). Le modèle comporte trois classes de variables: les variables financières, les variables d'instabilités financières et les variables de contrôle, il se présente comme suit :

$$\begin{aligned} \text{LnPIBH}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{LnEMPLOI}_t + \beta_2 \text{LnFBCF}_t + \beta_3 \text{LnIPC}_t + \beta_4 \text{LnM}2_t \\ & + \beta_5 \text{LnTRADE}_t + \beta_6 \text{LnTCER}_t + u_t \end{aligned}$$

avec «Ln» représente le logarithme népérien. L'estimation quantitative de ce modèle nous permet de distinguer les déterminants favorables à la croissance de ceux qui freinent l'activité économique.

3. Présentation des variables retenues

Le rapport de l'agrégat monétaire ou du passif liquide de l'économie au PIB soit M2/PIB, est le plus utilisé dans ce domaine ([Jung, 1986](#) ; [Berthélemy et Varoudakis 1996](#) ; [Arestis et Demetriades, 1999](#); [Bakhouche, 2007](#)), ce dernier reflète la taille du système financier vis-à-vis la taille globale de l'économie, [Levine \(1997\)](#), [Gertler et Rose \(1994\)](#), et [Roubini et Sala-i-Martin \(1992\)](#) montrent qu'il existe une forte corrélation positive entre cet indicateur et le PIB par tête.

Pour ce qui est de l'instabilité du développement financier, nous allons nous pencher sur trois indicateurs, tout d'abord, comme l'investissement dépend des conditions de son financement, l'instabilité du développement financier se traduit nécessairement par une instabilité du taux d'investissement ([Guillaumont et Deméocq, 1989](#) ; [Guillaumont, 1994](#)), ces derniers ont mesuré par le ratio de la formation brute du capital fixe (LnFBCF) au PIB.

Par la suite, l'instabilité du développement financier s'accompagne d'une instabilité des prix relatifs. En effet, de nombreuses études ont montré empiriquement que l'inflation agit négativement sur la performance du secteur financier et diminue l'impact de ce dernier sur la croissance ([Boyd, et al., 2001](#)). Ainsi, le niveau d'inflation est mesuré dans cette étude par la variation de l'Indice des Prix à la Consommation (LnIPC).

Enfin, le déséquilibre du taux de change effectif réel (LnTCER), qui accompagne l'instabilité financière, est l'une des principales manifestations de ces variations des prix relatifs. Une surévaluation du TCER obscurcit les signaux de marché et induit une mauvaise allocation des ressources. On s'attend donc à ce qu'elle abaisse le rendement de l'investissement. Il se peut aussi qu'elle diminue le taux d'investissement par l'incertitude qu'elle génère ([Guillaumont et Paraire, 1991](#)).

Pour mesurer la performance de l'économie Algérienne, nous avons opté pour l'utilisation du PIB réel par habitant (LnPIBH) comme proxy de la croissance économique ([Berthélemy et Varoudakis, 1996a](#) ; [Bakhouche, 2007](#)).

Il est égal au produit intérieur brut par habitant corrigé de l'inflation par utilisation de l'indice des prix à la consommation (année de base 2010). Le PIB par habitant est le PIB divisé par la population en milieu d'année.

4. Nous avons utilisé également le taux de l'ouverture commerciale (LTRADE) qui représente la valeur des échanges commerciaux extérieurs du pays rapporté au PIB de l'année. Cette variable qui quantifie la politique commerciale du pays se calcule comme suit : $TRADE = (EXPORT+IMPORT) / PIB$.

Les indicateurs cités ci-dessus sont exprimés en log afin d'éviter le problème d'hétéroscédasticité dans les modèles.

5. Traitement univarié des variables

5.1 Analyse graphique et descriptive des variables

Notre étude porte sur l'interaction entre la croissance économique et ses principaux déterminants en Algérie durant la période 1965-2019, soit au total un ensemble de 55 observations collectées de la dernière base de données de la banque mondiale.

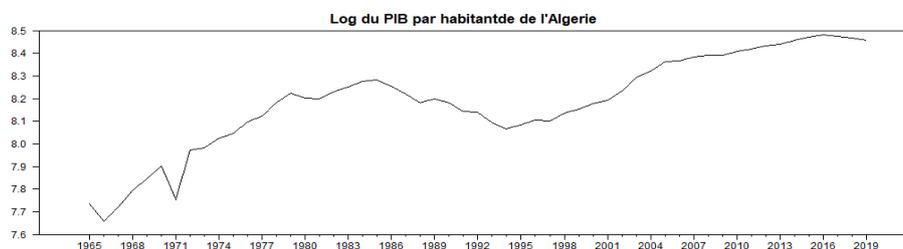
Table N°1. Statistique descriptive des variables

Désignations	LPIBH	LEMPLOI	LFBCF	LOUV	LIPC	LTCER	LM2
Moyenne	8.185	15.622	3.407	4.031	3.049	5.183	4.071
Ecart-Type	0.210	0.617	0.233	0.191	1.511	0.538	0.245
Skewness	-0.687	-0.803	-0.225	-0.520	-0.222	0.253	-0.630
Probabilité Sk	0.042	0.018	0.508	0.125	0.513	0.456	0.064
Kurtosis	-0.687	-0.445	-0.218	0.163	-1.541	-1.582	-0.281
Probabilité ku	0.923	0.527	0.757	0.816	0.029	0.025	0.690
Jarque-Bera (JB)	4.340	6.361	0.570	2.543	5.897	6.325	3.814
Probabilité JB	0.114	0.042	0.752	0.280	0.052	0.042	0.149
Ljung-Box (LB)	307.660	485.194	154.168	132.302	510.028	369.746	132.819
Probabilité LB	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Observations	55	55	55	55	55	55	55

Source : Calculs des auteurs sur la base de données

En se basant sur les statistiques présentées dans le tableau ci-dessus, nous constatons que la majorité des variables sont asymétriques et de formes différentes ce qui a engendré une non normalité. nous allons par la suite essayer de décrire les principales caractéristiques des différentes variables utilisées dans cette étude.

Figure N°1. Evolution tendancielle du logarithme du PIB par habitant



Source : Calculs des auteurs sur la base de données

L'analyse de la courbe d'évolution du log PIB/habitant (LPIBH) entre 1965 et 2019, nous permet d'identifier quatre périodes :

1. Période allant de 1965 à 1985, caractérisée par un taux de croissance élevé.

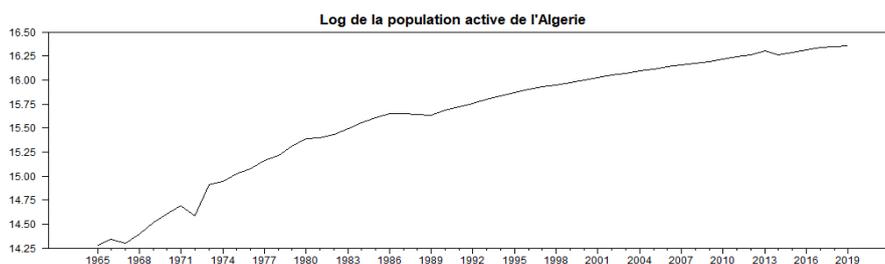
2. Période allant de 1986 à 1994, commencée par la chute du prix du pétrole en 1986, entraînant une crise économique.
3. Période allant du 1995 à 2014, caractérisée essentiellement par un taux de croissance annuel moyen, relativement faible, avec un déclin en 2009, suite à la crise financière internationale 2007/2008.
4. Période allant du 2015 à 2019, caractérisée par un ralentissement suite à la chute des prix de pétrole à partir du juin 2014, la baisse des investissements publics en 2017, et la crise politique du 22 février 2019.

Comme il est remarquable que la distribution de la série est asymétrique à gauche ($Skewness = -0.678 < 0$) et leptokurtique ($Kurtosis = 0.067$).

Au total, cette distribution accepte l'hypothèse de normalité puisque la probabilité de la statistique de Jarque-Bera est supérieure à 5%. L'observation des probabilités de la statistique du test de Ljung-Box rejettent l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

Passons, à la variable log population active (LEMPLOI), Figure N°2 montre une nette croissance durant la période 1965-2019, due principalement à la croissance démographique considérée parmi les plus importantes au monde.

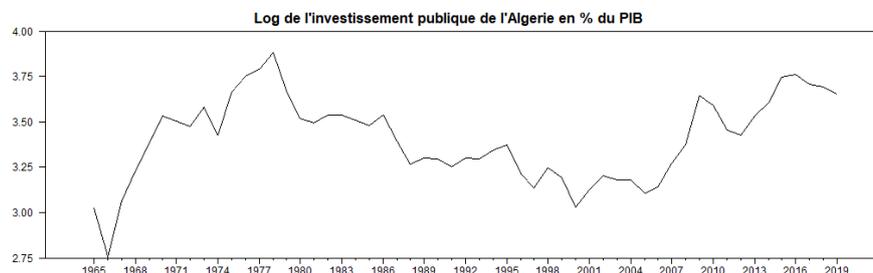
Figure N°2. Evolution tendancielle du logarithme de la population active



Source : Calculs des auteurs sur la base de données

La distribution échantillonnale est asymétrique étalée à gauche ($Skewness = -0.803 < 0$) et platykurtique ($Kurtosis = -0.445$). D'après la probabilité du test Jarque-Berra qui est inférieure à 5%, nous rejetons l'hypothèse nulle de normalité à 5%. L'observation des probabilités de la statistique du test de Ljung-Box rejettent l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

Figure N°3. Evolution tendancielle du logarithme de la FBCF par rapport au PIB



Source : Calculs des auteurs sur la base de données

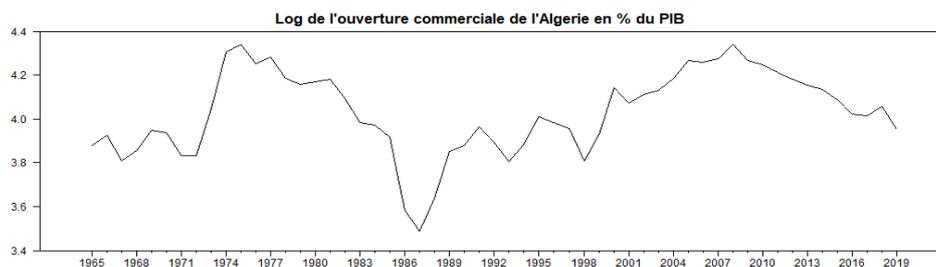
Il faut souligner le fait que le niveau des investissements réalisés en 1978, n'a pas encore été atteint, jusqu'à présent, nous remarquons que le log formation brute de capital fixe par rapport au PIB (LFBCF) a évolué d'une façon aléatoire. En effet, la Figure N°3 nous permet de distinguer trois grandes périodes :

1. La première période entre 1965 et 1978 avec forte croissance d'investissement ;
2. La seconde période caractérisée par une longue crise économique, débutée par le contre-choc pétrolier de 1986 entraînant une chute régulière jusqu'à l'année 2000 ;
3. La reprise de l'investissement a commencé à partir de l'année 2000, suite à l'amélioration des prix de pétrole, mais la baisse du cours de ce dernier depuis juin 2014 a eu un impact négatif sur les investissements publics.

La distribution échantillonnale est asymétrique étalée à gauche (Skewness = $-0.225 < 0$) et platykurtique (Kurtosis = -0.218). Cette distribution accepte l'hypothèse de normalité puisque la probabilité de la statistique de Jarque-Bera est supérieure à 5%. Les probabilités de la statistique du test de Ljung-Box sont tous inférieures à 5% ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

Pour ce qui est de l'ouverture commerciale (LOUV), cette dernière pèse énormément sur les économies et leurs croissances économiques et surtout pour un pays rentier comme l'Algérie, cette variable a augmenté considérablement à partir des années 2000 suite à l'accroissement des prix des hydrocarbures au second semestre 1999, idem pour les autres variables, la distribution échantillonnale est asymétrique étalée à gauche (Skewness = $-0.520 < 0$) et leptokurtique (Kurtosis = 0.163). D'après la probabilité du test Jarque-Berra de normalité, nous acceptons l'hypothèse nulle de normalité à 5%.

Figure N°4. Evolution tendancielle du logarithme de l'ouverture commerciale % au PIB

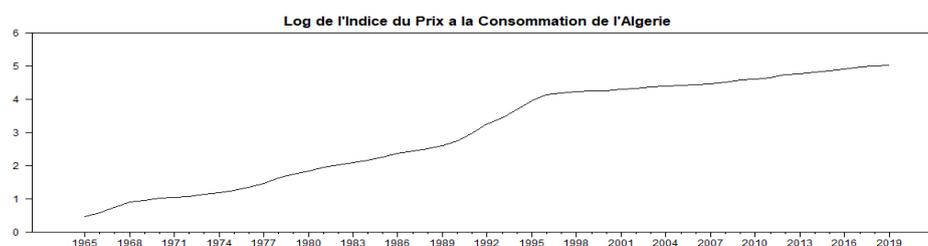


Source : Calculs des auteurs sur la base de données

L'observation des probabilités de la statistique du test de Ljung-Box sont tous inférieures à 5% ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

L'inflation est une variable importante dans notre analyse mesurée par l'indice de prix à la consommation (LIPC), cette variable est caractérisée par une tendance haussière rude avec la présence des périodes de changement de tendance notamment durant les années 1990 et 2000.

Figure N°5. Evolution tendancielle du logarithme de l'IPC



Source : Calculs des auteurs sur la base de données

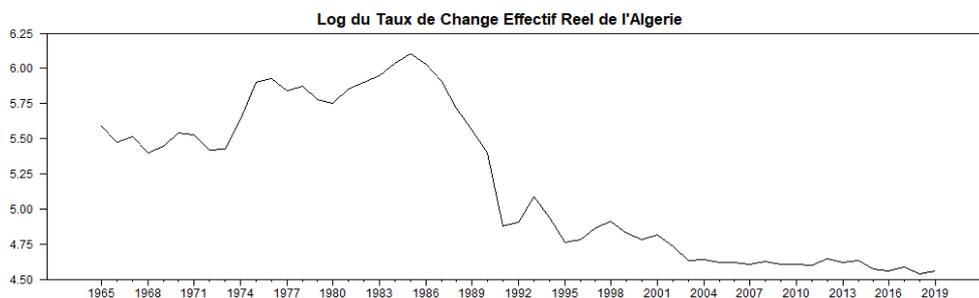
Cette variable est caractérisée avec une croissance globale importante, une moyenne globale de 2.803 avec un écart-type de 1.593.

La distribution échantillonnale est asymétrique légèrement étalée à gauche (Skewness = -0.222) et platykurtique (Kurtosis = -1.541). D'après la probabilité de la statistique de Jarque-Berra de normalité, nous acceptons l'hypothèse nulle de normalité à 5%. Les probabilités de la statistique du test de Ljung-Box rejettent l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

La Figure N°6 de la variable taux de change effectif réel (LTCER) est caractérisée par une tendance baissière rude à partir de 1984, due principalement à la dépréciation du dinar algérien de 31% suite au contre choc pétrolier de 1986, avec une moyenne globale de 5.183, un écart-type de 0.538.

La distribution échantillonnale est asymétrique, légèrement étalée à droite (Skewness = 0.253) et platykurtique (Kurtosis = -1.582). D'après la probabilité de la statistique de Jarque-Berra de normalité, nous rejetons l'hypothèse nulle de normalité à 5%.

La Figure N°6 . Evolution tendancielle du logarithme du TCER

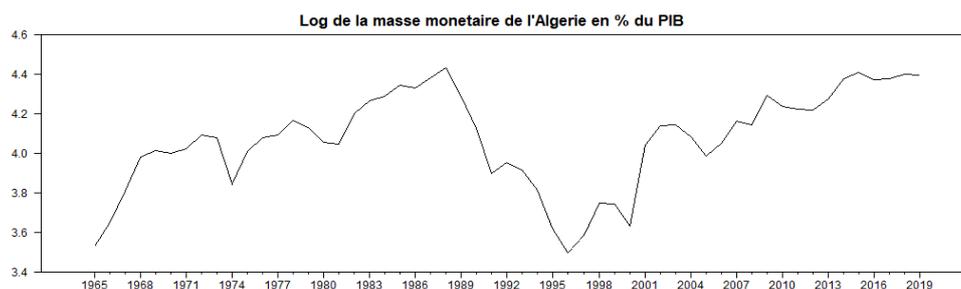


Source : Calculs des auteurs sur la base de données

Les probabilités de la statistique du test de Ljung-Box sont tous inférieures à 5% ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

Passons maintenant à l'analyse de la masse monétaire M2 par rapport au PIB où cette dernière est caractérisée, aussi, par une tendance à la hausse avec la présence de plusieurs ruptures lisibles. Le La Figure N°7 présente cette évolution entre 1965 et 2019.

La Figure N°7 . Evolution tendancielle du logarithme de M2 par rapport au PIB



Source : Calculs des auteurs sur la base de données

Cette variable est caractérisée par une moyenne globale de 4.070 avec un écart-type de 0.245, la distribution échantillonnale est asymétrique, légèrement étalée à gauche (Skewness = -0.630<0) et platykurtique (Kurtosis = -0.281<0). Comme nous acceptons l'hypothèse nulle de normalité à 5%,et nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation (statistique de Jarque-Berra et de Jarque-Berra), en effet le taux de croissance de la masse monétaire est plus élevé par rapport à celui du PIB.

5.2 Test de racine unitaire avec rupture

Vue les modifications structurelles qui a touchée l'économie Algérienne, nous avons opté pour le test de racine unitaire avec rupture, fondée particulièrement sur les tests de Perron (1997) et Zivot et Andrew (1992).

5.3 Résultats du test de Perron (1997)

Nous observons que la totalité des séries testées dans les trois modèles (A, B et C) sont non stationnaires en niveau à 5% avec la présence de ruptures significatives.

Ses ruptures relatives aux différents chocs, sont expliquées principalement par la variation des prix de pétrole, les décisions politiques et économiques menées par les différents gouvernements. Pour ce qui est de la racine unitaire en première différence la totalité des variables sont stationnaires. Ainsi, nous pouvons les considérer comme intégrées d'ordre 1 (I[1]).

Table N°2. Résultats du test de Perron (1997)

Modèles	LPIBH	LEMPLOI	LFBCF	LOUV	LIPC	LTCER	LM2
Désignation		En Niveau					
Date	1989:01	1992:01	2006:01	2000:01	1987:01	1989:01	1988:01
A Rupture							
t-statistique	-5.389**	-9.885***	-3.447	-3.831	-3.597	-3.925	-4.792
Date	1984:01	1971:01	1998:01	2001:01	1990:01	1989:01	1989:01
B Rupture							
t-statistique	-5.325*	-5.539*	-5.998**	-3.867	-5.239	-4.642	-4.405
Date	1968:01	1986:01	2017:01	1985:01	2004:01	1969:01	2002:01
C Rupture							
t-statistique	-5.021**	-4.196	-3.298	-3.117	-3.587	-2.956	-3.036
Décision	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Désignation		En Première Différence					
Date	1983:01	1971:01	1974:01	1985:01	1988:01	1990:01	1995:01
A Rupture							
t-statistique	-5.380**	-11.746***	-5.777**	-7.819***	-5.471**	-	-
						7.382***	7.073***
Date	2010:01	1971:01	1977:01	1985:01	1988:01	1990:01	1994:01
B Rupture							
t-statistique	-	-13.071***	-	-8.005***	-5.597***	-	-
	5.910***		5.606**			7.820***	6.761***
Date	1980:01	1989:01	1984:01	1982:01	1988:01	1990:01	1990:01
C Rupture							
t-statistique	-5.345**	-11.070***	-5.349**	-6.466***	-5.726***	-	-
						5.907***	6.427***
Décision	S	S	S	S	S	S	S

Note : Les valeurs critiques à 1%, 5% et 10%, respectivement, pour le modèle A sont (-5,92), (-5,23) et (-4,92), pour le modèle B (-6,32), (-5,59) et (-5,29) pour le modèle C (-5,45), (-4,83) et (-4,48). *, ** et *** représentent les significativités à 10%, 5% et 1%. NS : non stationnaire. S : stationnaire.

Source : Calculs des auteurs sur la base de données

Pour s'assurer des résultats trouvés, nous avons adopté à appliquer le test de [Zivot et Andrew \(1992\)](#) pour vérifier les résultats du test de [Perron \(1997\)](#).

5.4 Résultats du test de Zivot et Andrew (1992)

Identiquement au test de [Perron \(1997\)](#), la majorité des séries sont aussi non stationnaires en niveau avec la présence des ruptures significatives. Même si on ne trouve pas les mêmes dates de rupture par rapport à [Perron \(1997\)](#), ces dates sont très proches ce qui montre la convergence des tests en question.

Table N°3. Résultats du test de Zivot et Andrew (1992)

Modèles		LPIBH	LEMPLOI	LFBCF	LOUV	LIPC	LTCER	LM2
Désignation		En Niveau						
A	Date Rupture	1987:01	1993:01	2007:01	2002:01	1990:01	1990:01	1990 :01
	t-statistique	-4.086	-3.128	-3.452	-4.0527	-3.706	-5.373**	-3.762
B	Date Rupture	1995	1980:01	2001:01	1987:01	2002:01	2006:01	2005 :01
	t-statistique	-3.347	-3.045	-3.978	-3.847	-2.957	-3.456	-2.554
C	Date Rupture	1987:01	1996:01	2000:01	1999:01	1991:01	2010:01	1990 :01
	t-statistique	-3.803	-2.698	-4.200	-4.468	-5.197*	-3.358	-3.556
Décision		NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Désignation		En Première Différence						
A	Date Rupture	1998:01	1986:01	1980:01	1994:01	2002:01	1986:01	2001 :01
	t-statistique	-5.132*	-4.817*	-4.835*	-4.944*	-4.941*	-4.913*	-4.905*
B	Date Rupture	1987:01	1990:01	1982:01	2009:01	1993:01	1992:01	1992 :01
	t-statistique	-4.761*	-4.891*	-4.474*	-4.894*	-4.984**	-4.993**	-5.074**
C	Date Rupture	1995:01	1987:01	1980:01	1989:01	2002:01	1988:01	1990
	t-statistique	-5.225*	-5.341*	-5.555*	-5.394*	-5.907**	-5.639**	-5.556*
Décision		S	S	S	S	S	S	S

Note : Les valeurs critiques à 1% et 5%, respectivement, pour le modèle A sont (-5.34) et (-4.80), pour le modèle B (-4.93) et (-4.42) et pour le modèle C (-5.57) et (-5.08). * et ** représentent les significativités à 1% et 5%. NS : non stationnaire. S : stationnaire.

Source : Calculs des auteurs sur la base de données

les résultats du test de [Zivot et Andrew \(1992\)](#) en première différence, nous montrent le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire aux différents seuils de 5% et 10%.

Dans l'ensemble, toutes les variables macroéconomiques choisies sont intégrés d'ordre 1 (I[1]). Ainsi, nous venons de montrer que la non stabilité de nos variables qui peuvent entraîner certainement des effets néfastes sur les estimations finales.

6. Traitement Multivarié des variables

6.1 Etude des corrélations linéaires entre les différentes variables

Le test des coefficients de corrélation simple ne peut pas être considéré comme concluant pour l'étude l'impact des différentes variables de notre modèle sur la croissance économique, mais il permet d'avoir une vue globale sur les différentes relations qu'on peut détailler par la suite.

Table N°4. Matrice de corrélation entre les différentes variables du modèle

Corrélation	LPIBH	LEMPLOI	LFBCF	LIPC	LTCER	LM2	LOUV
LPIBH	1						
LEMPLOI	0.115	1					
LFBCF	0.020	0.019	1				
LIPC	0.250	0.888	0.001	1			
LTCER	-0.055	-0.230	0.023	-0.687	1		
LM2	0.033	0.055	0.035	0.083	0.004	1	
LOUV	0.015	0.031	0.011	0.075	-0.030	0.128	1

Source : Calculs des auteurs sur la base de données

Les coefficients de corrélation simple détaillés dans Table N°4 démontrent que :

- La croissance économique par tête d'habitant est positivement corrélée avec l'emploi, l'investissement et l'ouverture.
- La croissance économique par tête d'habitant est corrélée négativement avec le taux de change effectif réel mais positivement corrélée avec l'indice des prix à la consommation et la Masse monétaire M2 ;
 - Une corrélation positive avec l'ouverture pour M2 ;
 - Une corrélation positive avec la masse monétaire M2 et négative avec l'ouverture pour le taux de change effectif réel ;
 - Une corrélation négative avec le taux de change effectif réel, et positive avec la masse monétaire M2 et L'ouverture.
- Une corrélation positive avec l'Indice des prix à la consommation, le taux de change effectif réel, la masse monétaire M2 et L'ouverture.

6.2 Estimation de court et de long terme par l'approche ARDL

En effet nous cherchons à saisir les effets sur la croissance économique (LPIBH : PIB par tête d'habitant comme variable dépendante) de l'Emploi (LEMPLOI), de la Formation Brut Du Capital Fixe (LFBCF), du degré d'ouverture (LOUV), de l'Indice Des Prix à La Consommation (LIPC), du taux de change effectif réel (LTCER) et de la Masse monétaire au sens de M2. Si l'on se propose de saisir les effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives ci-dessus sur la croissance économique, la représentation ARDL sera :

$$\begin{aligned} \Delta LPIBH_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta LPIBH_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta LEMPLOI_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta LFBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta LOUV_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta LIPC_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{6i} \Delta LTCER_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{7i} \Delta LM_{3t-i} + b_1 LPIBH_{t-i} + b_2 LEMPLOI_{t-i} \\ & + b_3 LFBCF_{t-i} + b_4 LOUV_{t-i} + b_5 LIPC_{t-i} + b_6 LTCER_{t-i} + b_7 LM_{2t-i} + e_t \end{aligned}$$

Avec :

Δ : Opérateur de différence première ; a_0 : constante ; $a_1 \dots a_7$:élasticités de court terme ; $b_1 \dots b_7$:dynamique de long terme du modèle ; $e_t \sim iid(0, \sigma)$: terme d'erreur (bruit blanc).

En effet, le nombre de retard optimal sélectionné est une valeur maximale de quatre (04), il permet de respecter les critères d'absence de corrélation sérielle. Cette approche consiste à inclure des valeurs retardées des variables explicatives dans la relation de cointégration, afin d'éliminer les nuisances liées à l'endogénéité et à la corrélation sérielle des résidus.

La Table N°05 présente les estimations de court terme, la force de rappel du modèle ECM ainsi que l'ensemble des diagnostics de validité du premier modèle de croissance.

Table N°5. Estimation de court terme du modèle de croissance

Modèle ARDL	ARDL(4,2,4,1,3,3,2)		Nombre de retard maximal	4
Variable endogène $\Delta LPIBH_t$	Coefficient	Ecart Type	t-Statistique	Probabilité
Constant	12.840	2.51	5.103	0.000
$LPIBH_{t-1}$	-2.686	0.389	-6.908	0.000
LEMPLOI_{t-1}	2.000	0.237	8.424	0.000
$LFBCF_{t-1}$	1.015	0.466	2.178	0.044
$LOUV_{t-1}$	0.532	0.138	3.859	0.001
$LIPC_{t-1}$	0.888	0.139	6.408	0.000
$LTCER_{t-1}$	0.839	0.113	7.393	0.000
$LM2_{t-1}$	0.634	0.147	4.320	0.000
$\Delta LPIBH_{t-1}$	-0.698	0.378	-1.845	0.0824
$\Delta LPIBH_{t-2}$	0.363	0.372	0.976	0.343
$\Delta LPIBH_{t-3}$	1.253	0.349	3.592	0.002
$\Delta LPIBH_{t-4}$	0.485	0.195	2.495	0.023
$\Delta LEMPLOI_t$	1.689	0.435	3.880	0.001
$\Delta LEMPLOI_{t-1}$	0.674	0.409	1.648	0.118
$\Delta LEMPLOI_{t-2}$	-0.488	0.313	-1.554	0.138
$\Delta LFBCF_t$	0.017	0.088	0.191	0.850
$\Delta LFBCF_{t-1}$	-0.092	0.070	-1.318	0.205
$\Delta LFBCF_{t-2}$	-0.017	0.068	-0.251	0.805
$\Delta LFBCF_{t-3}$	-0.312	0.081	-3.867	0.001
$\Delta LFBCF_{t-4}$	-0.223	0.055	-4.061	0.001
$\Delta LOUV_t$	0.224	0.250	0.895	0.383
$\Delta LOUV_{t-1}$	-0.785	0.253	-3.104	0.006
$\Delta LIPC_t$	-0.001	0.075	-0.008	0.994
$\Delta LIPC_{t-1}$	-0.724	0.138	-5.253	0.000
$\Delta LIPC_{t-2}$	-0.477	0.107	-4.443	0.000
$\Delta LIPC_{t-3}$	-0.255	0.073	-3.474	0.003
$\Delta LTCER_t$	0.215	0.075	2.878	0.010
$\Delta LTCER_{t-1}$	-0.612	0.111	-5.525	0.000
$\Delta LTCER_{t-2}$	-0.209	0.082	-2.540	0.021
$\Delta LTCER_{t-3}$	-0.300	0.085	-3.532	0.003
$\Delta LM2_t$	0.284	0.086	3.291	0.004
$\Delta LM2_{t-1}$	-0.333	0.089	-3.748	0.002

$\Delta LM2_{t-2}$	-0.331	0.093	-3.552	0.002
θ (ECT _{t-1})	-0.911	0.381	-2.391	0.028
R^2	0.90			
F statistique (bounds test)	12.396	VC à 5% (k=4)	4.4371	
Akaike	-7.214	Schwarz	-5.952	
Log de vraisemblance	142.412			
LM (9)	5.422		0.796	
McLeod-Li ARCH (1)	0.165			0.685
Jarque-Bera	0.654			0.721
Ljung-Box (5)	4.357			0.499
McLeod (5)	5.860			0.320
RESET	1.820			0.796

Source : Calculs des auteurs sur la base de données

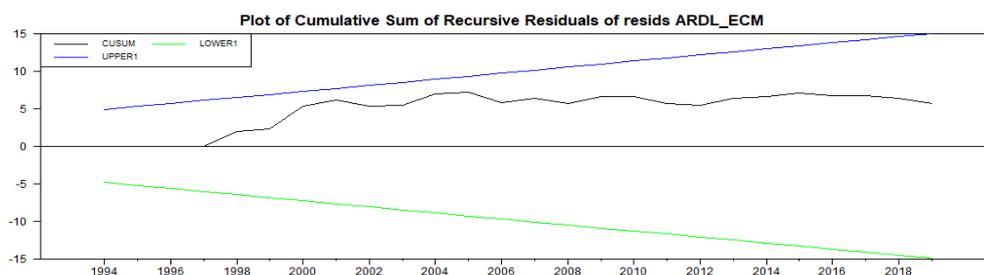
Note : LM Test = le test du Multiplicateur de Lagrange (corrélation sérielle de Breusch–Godfrey). ARCH = le test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive. JB= le test de Jarque Bera. RESET = Ramsey Regression Equation Specification Error Test. ECT est le terme de correction d'erreur et θ est le coefficient de correction d'erreur qui montre la vitesse d'ajustement vers l'équilibre à long terme (ce terme doit être significativement négatif afin de garantir l'existence de la relation de long terme).

Le modèle optimal de croissance est vérifié par un ARDL à 4 retards et sans tendance où la statistique F de *bounds test* qui affiche une valeur de 12.396 avec une significativité égale à 4.7870 supérieure à la valeur critique à 5% de Narayan (2005) égale à 4.4371. Ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de Co- intégration.

L'estimation de court terme du modèle de croissance ci-dessus, présenté par un modèle final de type ARDL (4,2,4,1,3,3,2), nous montre que celui-ci est globalement significatif étant donné que la probabilité associée à la statistique de Fisher, qui est égale à 12.396 avec une probabilité largement inférieure à 5%. De plus, elle est de bonne qualité puisque la valeur de la statistique R^2 ajustée tendant vers la valeur 1 (0.900).

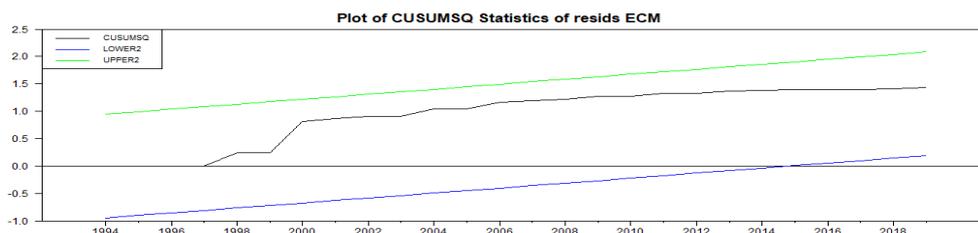
Les résultats des différents tests de vérification du modèle ; respectivement : test d'auto-corrélation sérielles de Breusch-Godfrey (LM) à 5 ordres, le test ARCH d'hétéroscédasticité d'ordre 1, le test de la normalité résiduelle de Jarque-Bera (JB), le test de McLeod pour l'autocorrélation sérielle et le test de Ramsey (RESET) pour la validation de la forme fonctionnelle, confirment qu'il n'y a pas d'autocorrélation sérielle, pas d'hétéroscédasticité et la distribution normale des résidus.

La Figure N°8 . Evolution de CUSUM du modèle de croissance



Source : Calculs des auteurs sur la base de données

La Figure N°9 . Evolution de CUSUM Square du modèle de croissance



Source : Calculs des auteurs sur la base de données

De plus, la forme fonctionnelle de spécification choisie est correcte. Les tests de stabilité des paramètres CUSUM et CUSUM au carré prouvent que les coefficients estimés sont stables en moyenne et en variance pendant la période d'étude.

En effet, à court terme, nous observons l'impact significatif de la majorité des variables retardées d'un retard sur la croissance économique.

A partir de là, nous enregistrons l'effet significatif des variables : population active LEMPLOI, d'investissement domestique LFBCF, d'ouverture commerciale LOUV, d'indice des prix à la consommation LIPC, du taux de change effectif réel LTCER, ainsi que de la Masse monétaire LM2.

Sur le long terme, le modèle de croissance estimé prouve la présence d'un mécanisme de correction d'erreur. Ainsi, le paramètre estimé du terme ECM est significatif et négatif pour niveau de significativité de 95%.

Par conséquent, il persiste un mécanisme de convergence vers l'objectif de long terme. Pour cela, les changements à court terme de la croissance économique ont été corrigés jusqu'à 91.1%.

La relation de long terme estimée par l'approche ARDL, représentée dans le tableau 2.5, nous montre que toutes les variables du modèle agissent significativement et positivement sur la croissance économique.

Table N°6. Estimation de long terme du modèle de croissance

Variable	Coefficient	Ecart Type	t-Statistique	Probabilité
Constant	4.781	0.884	5.410	0.000
LEMPLOI _t	0.745	0.321	2.319	0.017
LFBCF _t	0.378	0.167	2.264	0.037
LOUV _t	0.198	0.049	4.017	0.000
LIPC _t	0.331	0.025	12.987	0.000
LTCER _t	0.312	0.030	10.513	0.000
LM2 _t	0.236	0.049	4.851	0.000

Source : Calculs des auteurs sur la base de données

La relation de long terme estimée par l'approche ARDL, représentée dans le tableau N°6, nous montre que toutes les variables du modèle agissent significativement et positivement sur la croissance économique.

Selon Barro et Sala-iMartin (1995), Gali (1992), Korinek et Servène (2010), et Vieira et MacDonald (2010), la dépréciation du taux de change peut influencer positivement la croissance, sous condition de prendre en considération en plus de la structure des importations

et des exportations (condition de Marshall-Lerner) à travers l'orientation vers l'importation du capital non produit localement, ce qui favorise la croissance, et le surplus de la balance commerciale.

Il faut noter que sur le moyen terme l'approche des élasticités-prix explique un impact positif d'une dépréciation du taux de change réel sur la croissance et l'équilibre commercial ([Robinson, 1952](#)).

De ce qui précède, une monnaie forte réduit les coûts des importations mais freine les exportations ce qui risque de ralentir l'activité économique. Contrairement aux faits théoriques, le cas Algérien représente certaines spécificités, le projet de diversification économique n'ayant pas encore vu le jour, la dépendance aux prix des hydrocarbures ne joue pas en faveur de la croissance de l'économie nationale.

En effet, une dépréciation du taux de change de la monnaie nationale alourdit considérablement la facture des importations dans une conjoncture caractérisée depuis les années 2000 par des programmes d'investissements importants, chose qui aggrave le déficit de la balance des paiements dans un contexte de chute des prix de pétrole.

Nos résultats empiriques semblent confirmer cette spécificité, d'ailleurs sur la période d'étude adoptée allant de 1965 à 2019 le pays a changé de régime de change, bien que la théorie économique, nie l'existence d'effet du type de régime de change, sur l'équilibre à long terme, mais, ce dernier peut influencer le mécanisme de son retour à l'équilibre de long terme. Selon [Agénor et Aizenman \(1994\)](#), un retour vers l'équilibre de long terme est réalisé plus facilement chez une économie avec une productivité importante, comme il reste de souligner que les résultats présentés représentent les élasticités de l'ensemble de la période étudiée.

Nous constatons qu'une appréciation du dinar algérien de 1% augmentera la croissance économique de 0.84% dans le court terme. Ceci ne peut être expliqué que du fait que l'appréciation de la monnaie nationale rend moins chères les importations ce qui permet à l'état de financer ses différents programmes, et aux entreprises de profiter de la technologie de pointe et de l'économie d'échelle.

De même dans un horizon de long terme, une appréciation du TCER de 1% stimulera la croissance de 0.31%. L'impact de l'appréciation du taux de change sur la croissance est plus faible dans le long terme à cause de l'annulation des effets de changement du régime de change, et la spécificité d'une économie soumise à plusieurs réformes et tentatives de diversifications basées essentiellement sur l'importation des biens de production et la technologie de pointe, et à la réalisation des grandes œuvres liés à l'infrastructure du pays, ce qui confirme la théorie qui stipule que l'appréciation du taux de change n'est pas favorable au maintien d'une croissance économique stable.

Les études empiriques ont montré l'existence d'une relation positive entre l'ouverture commerciale et la croissance économique, (théorie de la croissance endogène) cette relation est considérée comme un fait stylisé selon ([Romer, 1989](#)). Une forte ouverture permet aux entreprises de profiter des bonnes pratiques de management et d'exploiter leurs avantages comparatifs dans de nouveaux marchés. De plus, une politique de libéralisation du commerce est censée orienter l'économie vers la diversification et éviter de compter que sur des activités de rente. Le coefficient du degré d'ouverture est positif et significatif dans un horizon de court

et de long terme, une augmentation de cet indicateur de 1% peut stimuler la croissance de 0.53% dans le court terme et de 0.2% dans le long terme.

Etant caractérisée par deux chocs pétroliers et des crises nationales et mondiales, la modélisation sur la période étudiée fait sortir un coefficient plus faible dans le long terme, ceci suggère qu'une ouverture commerciale jouera plus en faveur de l'activité économique dans un horizon plutôt court.

La population active est un facteur déterminant de la croissance à long terme, cette dernière joue un rôle important dans le dynamisme d'une économie.

Le pays est caractérisé par des taux élevés de la croissance démographique, d'un taux de participation à la hausse, avec l'amélioration du niveau d'éducation, notamment celui de la catégorie féminine, d'ailleurs l'indice du développement humain (IDH) de l'Algérie s'établit à 0.748 pour l'année 2019 ce qui place le pays dans la catégorie « **développement humain élevé** » dépassant, au cours des dernières années, la moyenne mondiale et celle des pays arabes. La population algérienne classée comme population jeune, à des effets sur le ratio de dépendance (inactifs/actifs) et donc sur la croissance potentielle par tête et sur l'équilibre des régimes de retraites.

En effet, l'estimation du modèle retenu affiche un coefficient relatif à la population active positif et important. Une croissance de la population active de 1% peut ainsi stimuler la croissance de 2% dans le court terme.

Dans un horizon de long terme, une croissance démographique qui se traduit par une croissance de la population active, bien qu'elle stimule l'activité économique, induit une dilution du capital et peut de ce fait ralentir une croissance extensive.

D'un côté de l'autre coté en Algérie la méthode d'administration de l'emploi représente beaucoup plus des freins qu'à une expansion de la demande de travail, chose qui a favorisé le développement de l'emploi dans le secteur informel d'ailleurs, selon [Bouyacoub, \(2012\)](#) presque 50 % d'entreprises Algériennes activent dans l'informel.

Les raisons citées en hauts ont fait que le coefficient de long terme est donc moins important est l'impact d'une croissance de la population active de 1% favorisera la croissance à long terme de 0.75%.

Sur le plan théorique, l'investissement est considéré comme générateur de la croissance [Villieu, P. \(2007\)](#). Dans le cas de l'Algérie une première étude du FMI¹ a avancé un effet positif des investissements sur la croissance du PIB Hors Hydrocarbures pour la période allant du 1986 au 2003, chose qui vient d'être confirmée par notre étude où l'investissement marque un impact positif sur la croissance, mais avec une élasticité relativement faible (0.378), et ce malgré que l'Algérie a établi des investissements relativement importants, par rapport aux pays voisins et certains pays en voie de développement, en effet selon les données de la banque mondiale entre 1965 au 2019, l'Algérie a investi plus de sept (07) fois plus que l'Algérie, de deux (02) fois plus que le Maroc, et presque le même montant investi par la Malaisie.

¹Nkunde MWASE, Relations between government expenditure and GDP, IMF Report N° 05/52, 2005.

La faiblesse de l'élasticité relative à l'investissement Algérien est due principalement :

- A l'inadéquation et l'absence de la transparence, la croissance économique ne peut se réaliser sans institutions adéquates².
- A la rente qui ne saurait être le générateur idéal de la croissance économique, cette dernière étouffe les entrepreneurs dynamiques dans le pays (Aglietta, 2011).
- Au secteur informel, qui touche toutes les activités économiques, selon (Bouyacoub, 2012) presque 50 % d'entreprises activent dans l'informel

4. Conclusion

Malgré les efforts d'investissements réalisés, mais comparativement à d'autres pays, cela paraît minime, par rapport à la superficie importante du territoire Algérien qui reste sous-équipé, et une croissance démographique parmi les plus élevées. En effet, l'Algérie n'a investi que 34% des investissements réalisés par la Turquie, 16% de l'Espagne, 06% de l'Allemagne, 03% de la Chine et 02% des USA entre 1965 et 2019 (statistiques IFS).

De ce qui précède, il reste possible d'avancer l'hypothèse que la forte croissance n'était pas au rendez-vous, non seulement pour des problèmes institutionnels et/ou de la « malédiction » de la rente, mais la nature du pays exige un investissement plus important de ce qui a été accompli.

Malgré la faiblesse de l'effet des investissements sur la croissance, il reste à préciser que l'indice du développement humain (IDH) de l'Algérie s'établit à 0.748 pour l'année 2019 ce qui place le pays dans la catégorie « **développement humain élevé** » dépassant, au cours des dernières années, la moyenne mondiale et celle des pays arabes (Classement IDH du PNUD, 2019).

Les agents économiques en général et les investisseurs en particulier bénéficient des taux élevés de l'inflation en faisant recours aux financements bancaires. En revanche, la stabilité des prix est dite favorable à la croissance économique pour plusieurs raisons ; parmi les arguments retenus, nous pouvons citer que la modération de l'inflation réduit l'incertitude au sein de l'économie.

En effet, un environnement inflationniste réduit le pouvoir d'achat et dévalorise les revenus des agents qu'ils soient consommateurs ou investisseurs. De plus, la stabilité des prix est un facteur déterminant de la compétitivité et un élément principal dans l'amélioration du climat des affaires dans une économie.

La relation entre l'inflation et la croissance est donc complexe, mais plusieurs études ont prouvé qu'il existe un niveau d'inflation nécessaire à la croissance mais à partir duquel la relation devient négative.

Le modèle estimé capte une relation positive entre l'inflation et la croissance en Algérie tant à court terme qu'à long terme. En effet, une augmentation de l'indice des prix à la consommation de 1% augmentera la croissance à court terme de 0.89%.

²North, D. (2004), Understanding the Process of Economic Change, Princeton University Press, traduit en français sous le titre, Le processus du développement économique, éditions d'organisation, Paris, 2005.

Selon la théorie des anticipations adaptatives, une augmentation soutenue des prix agit sur les anticipations des agents économiques qui voient le rendement de leurs investissements perdre de la valeur, ils réduiront donc leur épargne et tendront à investir moins à long terme, le coefficient de la variable IPC est en effet moins important à long terme et une augmentation du niveau des prix de 1% favorisera la croissance de 0.33%.

A partir des années 2000, le taux d'inflation en Algérie est relativement maîtrisé et l'économie nationale n'a jamais connu de période de déflation. Cependant, les taux de croissance n'ont pas été exceptionnels jusque-là. La stabilité des prix n'est donc pas suffisante pour atteindre les niveaux de croissance désirables.

Un système financier développé contribue dans l'amélioration des conditions d'investissement, cela aide également à une meilleure allocation des ressources et favorise l'épargne en mettant en place une panoplie d'outils et d'instruments de placement.

Plusieurs auteurs ont trouvé dans leurs études [Levine \(1997, 2005\)](#), une corrélation positive entre les indicateurs de développement financier et la croissance économique. La disponibilité de l'argent dans une économie augmente la consommation donc la demande et/ou l'épargne, ainsi l'investissement, cause principale de l'augmentation du PIB.

En Algérie, nos résultats montrent qu'une amélioration du ratio M2/PIB, un indicateur de la mobilisation des dépôts du secteur financier, de 1% favorisera la croissance de 0.63% à court terme. Cet effet s'atténue à long terme et le coefficient affiché devient de l'ordre de 0.27%. Ceci peut refléter la structure de la consommation dans l'économie algérienne.

En effet, une augmentation de la masse monétaire, bien qu'elle ait des effets inflationnistes [Mc Candeless et Weber \(1995\)](#), augmente la consommation des biens finaux, mais l'effet positif sur l'investissement n'est pas toujours évident.

A long terme, cette équation montre l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur du fait que le coefficient estimé du terme à correction d'erreur est négatif et significatif au seuil de 1%. Il existe donc un mécanisme de convergence vers la cible de long terme. Il est même en valeur absolue égale à **0.911**. Ainsi, les déviations à court terme de la croissance économique se corrigent à 91,10 %.

5. Bibliographie

Abderazak Bakhouche (2014). Does The Financial Sector Promote Economic Growth? A case of Algeria, Savings and Development, Vol. 31, No. 1 (2007), pp. 23-44.

Abu-Bader, Suleiman, et Aamer S. Abu-Qarn(2008). Financial development and economic growth: The Egyptian experience. Journal of Policy Modeling 30 (5): 887-98.

Ahmed Bouyacoub (2012). Quel développement économique depuis 50 ans ? L'harmattan confluences méditerranée, 2012/2 n°81, pp 83-102.

Barro, R. J., (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. Journal of Political Economy, Vol. 98(S5), pp103-125.

Bencivenga, Valerie R., et Bruce D. Smith. (1991).Financial intermediation and endogenous growth ». The Review of Economic Studies 58 (2): 195–209.

Benhabib, Jess & Spiegel, Mark M., (1991). Growth Accounting with Physical and Human Capital Accumulation. Working Papers 91-66, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University.

Ben Jedidia Khoutem, Thouraya Dammak Boujelbene, Helali Kamel, (2014). Financial Development and Economic Growth: New Evidence from Tunisia, Journal of Policy Modeling.

Berthélemy, j.-c., et a. Varoudakis (1996). Economic Growth, Convergence Clubs, and the Role of Financial Development, Oxford Economic Papers, 48(2), pp 300–28.

Boyd, J., Levine, R. & Smith, B. (2001). The Impact of Inflation on Financial Market Performance. Journal of Monetary Economics.

Gali, J., (1992). How well does the IS-LM model fit the postwar U.S data ?, Quarterly Journal of Economics, vol. 107, pp. 709-738.

George T. McCandless, Warren Weber (2005). Some monetary facts Quarterly Review, 1995, vol. 19, issue Sum, 2-11

Gertler, M. et A. Rose (1994).Finance, Public Policy and Growth, in G. Caprio, I. Atiyas et J. Hanson (éds), Financial Reform: Theory and Experience, New-York, Cambridge University Press.

Greenwood, Jeremy, et Boyan Jovanovic. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. Journal of political Economy 98 (5, Part 1): 1076– 1107.

Guillaumont p. Et m. Demeocq (1989). Risk and Ratchet Effects of Export Earnings Instability: a Cross Sectional Analysis, Mimeo, CERDI, University of Clermont I.

Guillaumont Jeanneney S. et J-L Paraire (1991). La variabilité des taux de change et le rattachement optimal des monnaies des pays en développement, Revue d'économie politique, vol. 101, n° 3, mai-juin.

Guillaumont, P. (1994). Politique d'ouverture, exportation et croissance économique: les effets de la croissance et de l'instabilité des exportations, Revue d'Économie du Développement.

- Jung W.S (1986).** Financial Development and Economic Growth: International Evidence, Economic Development and Cultural Change, vol. 34, n° 2.
- Korinek, A. and Serven, L. (2010).** Undervaluation through foreign reserve accumulation : Static losses, dynamic gains. World Bank Policy Research Working Paper Series, Vol.
- King, R.G. and Levine, R. (1993).** Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. The Quarterly Journal of Economics.
- King, Robert G., et Ross Levine, (1993a).** Finance and growth: Schumpeter might be right. The quarterly journal of economics 108 (3): 717–737.
- King, Robert G., et Ross Levine (1993b).** Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. The Quarterly Journal of Economics 108 (3): 717-37.
- Lopez-Bazo E. and Moreno R., (2008).** Does human capital stimulate investment in physical capital? Evidence from a cost system Framework. Economic Modelling.
- Lucas R. E., (1988).** On the mechanics of economic development. Journal of Monetary Economics, Vol. 22.
- Lucas R. E., (1990).** Why doesn't capital flow from rich to poor countries? The American Economic Review, Vol.
- Mankiw N. G., Romer D. and Weil D. N., (1992).** A contribution to the empirics of economic growth. Quarterly Journal of Economics.
- Mankiw et al. (1992).** A contribution to the empirics of economic growth Quarterly Journal of Economics.
- Michel Aglietta (2011).** Croissance durable : mesurons-nous bien le défi ? Université Paris Ouest (EconomiX), Cepii et Groupama-am.
- Narayan, P.K. (2005).** The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. Applied Economics.
- Nouriel Roubini , Xavier Sala-i-Martin (1995).** A growth model of inflation, tax evasion, and financial repression, 1995, vol. 35.
- Pablo-Romero M. P. and Gómez-Calero M. (2008).** Análisis por provincias de la contribución del capital humano a la producción en la década de los noventa. Investigaciones Económicas, Vol. 32.
- Pablo-Romero M. P. and Gómez-Calero M., (2013).** A Translog production function for the Spanish provinces: Impact of the human and physical capital in economic growth. Economic Modeling, Vol. 32.
- Perron, P., (1997).** Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. Journal of Econometrics, vol. 80.
- Philp Arestis, et Panicos Dometrioles (1999).** Finance and Growth: Institutional Considerations, Financial Policies and Causality. Zagreb International Review of Economics and Business.

Pierre-Richard Agénor, Joshua Aizenman (1994). Macroeconomic Adjustment with Segmented Labor Markets, IMF Working Papers from International Monetary Fund, No 1994/056.

Romer P. M., (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 5, 1002-1037.

Romer P. M., (1990). Endogenous technological change. *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, S71-S102.

Robert Barro and Xavier Sala-i-Martin (2005). Technological Diffusion, Convergence, and Growth No 5151, NBER Working Papers from National Bureau of Economic Research, Inc.

Robinson, Joan (1952) . The Generalization of the General Theory, in *The rate of interest, and other essays*. London: Macmillan, , pp. 67- 142.

Ronald MacDonald, Flavio Vieira (2010). A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth, Working Papers from Business School - Economics, University of Glasgow.

Levine, Ross. (1991). Stock markets, growth, and tax policy ». *The Journal of Finance* 46 (4): 1445–1465.

Ross, Levine, et Sara Zervos. (1996). Stock markets, banks, and economic growth. World Bank, Policy Research Working Paper

Ross Levine (1997). *Journal of Economic Literature*, Financial Development and Economic Growth. pp. 688-: views and Agenda University of Virginia.

Ross Levine (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda, *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 2 (Jun., 1997), pp. 688-726.

Ross, Levine, Norman Loayza, Thorsten Beck, et others. (2002) Financial intermediation and growth: causality and causes. *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series* 3: 031–084.

Ross Levine (2005). Finance And Growth: Theory And Evidence Ross Levine, Department of Economics, Brown University and the NBER, 64 Waterman Street, Providence, RI 02912, USA.

Ross Levine, R. (2005). Finance and Growth: Theory and Evidence. *Handbook of Economic Growth*, 1, 865-934.

Villieu, P. (2007). *Macroéconomie : L'investissement*, Paris, La Découverte (2ème éd).

Zivot, E., and D.W.K. Andrews, (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, no. 3, pp. 251-270.