

CROISSANCE ÉCONOMIQUE ET CONSOMMATION ÉNERGÉTIQUE DU SECTEUR DES TRANSPORTS EN ALGÉRIE : APPROCHE ARDL ECONOMIC GROWTH AND ENERGY CONSUMPTION OF THE ALGERIAN'S TRANSPORT SECTOR: AN ARDL APPROACH

ZAIDI Abdelyamine*

Doctorant

LED, FSECSG, Université de Bejaia, Algérie

Mail: Abdelyamine.zaidi@univ-bejaia.dz

MERZOUG Slimane

Maitre de Conférences A

LED, FSECSG, Université de Bejaia, Algérie

Mail: Slimane.merzoug@univ-bejaia.dz

Date de soumission : 02/02/2022 ; **Date d'acceptation:** 20/02/2022 ; **Date de publication :**
07/05/2022

Résumé

Le transport est un secteur stratégique pour le développement économique tout en étant l'un des secteurs les plus polluants. Cet article analyse comment le PIB affecte-t-il la consommation d'énergie par les transports en Algérie pour la période 1980-2019. En utilisant le modèle ARDL, l'objectif est de détecter les cointegrations possibles tant à court qu'à long terme entre les variables étudiées. Les résultats obtenus montrent que selon la temporalité, le PIB affecte différemment la consommation d'énergie dans les transports. En effet, la croissance économique affecte négativement cette dernière à court terme et positivement à long terme et les prix du pétrole et du gasoil enregistrent la même tendance à savoir des effets négatifs à long terme et positifs à court terme.

Mots-clés : Transports, énergie, croissance économique, ARDL, Algérie.

Codes JEL : C13, O47, Q30.

Abstract

Transport is a strategic sector for economic development while being one of the most polluting sectors. This paper analyzes how GDP affects energy consumption by transport in Algeria during 1980-2019. Using the ARDL model, the objective is to detect possible cointegrations between energy consumption and economic growth in both the short and long term. The results obtained show that depending on the temporality, GDP affects energy consumption in transport differently. Indeed, economic growth affects the latter negatively in the short term and positively in the long term. Oil and diesel prices show the same trend, i.e., negative effects in the long term and positive effects in the short term.

Keywords: Transport, Energy, Economic Growth, ARDL, Algeria.

JEL Codes : C13, O47, Q30.

* auteur correspondant : ZAIDI Abdelyamine.

Introduction

Aujourd'hui, le transport est un vecteur essentiel du développement économique et social d'un pays. Il est aussi un indice qui affiche l'efficacité des politiques publiques, car une meilleure organisation et gestion du secteur des transports permettra une satisfaction pour les usagers et une rentabilité aux entreprises.

Le secteur des transports est l'un des secteurs les plus dynamiques dans les pays émergents, il est le résultat d'un rythme élevé de croissance de la population et d'urbanisation. Dans cette optique, l'Algérie ne fait pas exception, avec la croissance rapide de sa population, passant de 14 millions d'habitants en 1970 à 43 millions en 2020 (Banque mondiale, 2021).

La croissance démographique associée à l'urbanisation explose la demande de déplacements des personnes et des marchandises et par conséquent une forte croissance de la consommation d'énergie. En 2020, ce secteur totalise 30,6 % de la consommation finale énergétique en Algérie et se positionne en deuxième place derrière le secteur des ménages avec 46,7 % et devant le secteur de l'industrie et du BTP avec 22,7 % du total de la consommation d'énergie (Ministère de l'Énergie d'Algérie, 2020). En outre, le transport routier est le premier consommateur d'énergie et représente 94,9 %, 93,8 % et 93,4 % respectivement en 2017, 2018 et 2019 de la consommation finale du secteur du transport suivi du transport aérien et des autres modes.

Cependant, la littérature économique nous présente, souvent, des liens mitigés quant à l'influence de la croissance économique sur les consommations énergétiques. Pour cela, il est intéressant de vérifier ce cas de figure pour l'économie algérienne. Ainsi, notre problématique s'articule autour de la question principale suivante : *quel est l'impact de la croissance économique sur la consommation énergétique des transports en Algérie ?*

Notre recherche s'articule autour de deux hypothèses. La première étant de croire qu'une forte croissance économique inclue systématiquement une dynamique économique importante ce qui se traduit par une logistique et des déplacements intenses ce qui augmente fortement la consommation énergétique du secteur des transports. La seconde étant moins commune. Dans cette dernière hypothèse, la croissance économique serait neutre et sans influence sur la consommation d'énergie dans les transports.

L'objectif de la recherche concerne l'étude des influences de la croissance économique, le prix du Gazoil ainsi que les prix du pétrole sur la consommation énergétique des transports tous modes confondus, en utilisant la modélisation ARDL proposée par Pesaran et al. (2001) et ce, sur la période allant de 1980 à 2019.

L'étude sera entamée par une revue de la littérature concernant l'existence de liens de causalité entre les variables étudiées pour ensuite analyser, dans la deuxième section, la situation de quelques indicateurs énergétiques ainsi que le PIB pour le cas algérien. Dans la troisième et dernière section, nous procédons à une étude économétrique par une approche ARDL, afin de vérifier empiriquement l'objet de notre problématique.

1.Revue de la littérature

La littérature relative au lien entre la consommation d'énergie et à la croissance économique est très variée avec des résultats mitigés. Cependant, celle qui analyse la relation inverse est relativement rare « l'objet de notre recherche ». Cela explique la pertinence de la justification du choix de notre étude et notre proposition.

Comme c'est le cas dans la relation entre la croissance économique et la consommation d'énergie, en raison des régions et des périodes, cette dernière entretient la même relation non linéaire et hétérogène dans le domaine des transports.

Dans ce sillage, les études de Ben Abdallah et al (2013) et Achour et Belloumi (2016) trouvent au moins une relation causale allant de la croissance économique vers la consommation d'énergie dans le secteur des transports.

De même, l'étude Rehmann et Pablo-Romero (2018) analyse comment le PIB par habitant affecte la consommation d'énergie des transports pour 22 pays d'Amérique latine et des Caraïbes pour la période 1990-2014, en testant d'éventuelles relations non linéaires entre ces variables. Leurs résultats soutiennent une courbe en forme de N, tandis que les valeurs d'élasticité de la consommation d'énergie des transports, par rapport au PIB par habitant, ne montrent pas de tendance à la baisse à long terme. De même, ces auteurs constatent que hormis la croissance économique, d'autres facteurs affectent positivement la consommation de l'énergie du secteur des transports en l'occurrence : l'ouverture commerciale, la densité de population, le degré d'urbanisation et les changements structurels de l'économie.

La non-linéarité de la relation entre la croissance économique et la consommation d'énergie dans le secteur des transports est mise en exergue, entre autres, dans l'étude de Lin et Du (2015), qui analysent la consommation d'énergie dans le secteur des transports dans 30 provinces en Chine, de 1997 à 2011. Leurs résultats montrent que la croissance économique augmente les revenus et l'urbanisation, et présente une tendance graduelle à la hausse dans la consommation énergétique des transports. Idem pour Pablo-Romero et Sanchez-Braza (2017) qui ont estimé une fonction de demande de l'énergie dans les transports pour les pays de l'Union européenne entre 1995-2009, en trouvant une courbe en N pour la consommation d'énergie productive « augmentant le PIB » dans les transports, et une courbe en U inversée pour la consommation énergétique des ménages en relation avec le PIB.

L'article de Saidi et al (2018) étudie l'impact de la consommation d'énergie des transports et des infrastructures de transport sur la croissance économique en utilisant des données de panel sur les pays de la région MENA (Moyen-Orient et région Afrique) pour la période 2000-2016. Les auteurs ont divisé le panel de la région MENA en trois sous-groupes de pays : panel GCC (contenant les pays du Conseil de coopération du Golfe), panel N-GCC (contenant des pays qui ne sont pas membres du Conseil de coopération du Golfe) et d'Afrique du Nord (appelé MATE-Maroc, Algérie, Tunisie et Égypte). En utilisant la méthode généralisée des Moments (GMM), ils ont constaté que la consommation d'énergie des transports est corrélée de manière significative à la croissance économique dans les régions MENA, N-GCC et MATE. Les résultats empiriques ajoutent une nouvelle dimension à l'importance d'investir dans une infrastructure qui facilite l'utilisation de modes plus économes en énergie et de technologies alternatives qui affectent positivement l'économie en minimisant les externalités négatives.

Samimi (1995) a utilisé une fonction de demande d'énergie pour le secteur des transports australiens en utilisant des données trimestrielles de 1980T1 à 1993T2 et en appliquant

l'approche de causalité de Granger. Les résultats empiriques montrent que l'énergie consommée dans le secteur des transports et la croissance économique ont des effets positifs et rétroactifs. La causalité unidirectionnelle de la consommation d'énergie de transport aux prix de l'énergie est également notée. Cette étude est corroborée par celle de Pradhan (2010) qui a examiné la relation entre les transports, la consommation d'énergie et la croissance économique pour l'économie indienne au cours de la période 1970-2007 en utilisant la cointégration de Johansen et le test de causalité de Granger. Les résultats empiriques indiquent que le transport augmente la consommation d'énergie, ce qui conduit à la croissance économique.

Relativement à cette revue de la littérature, certaines considérations peuvent être extraites. Premièrement, il existe des preuves de relations causales entre la croissance économique et la consommation d'énergie dans le secteur des transports et qui peuvent parfois être bidirectionnelles. En outre, ces résultats en faveur ou contre l'hypothèse de ce lien montrent que ce dernier n'est pas linéaire, du moins pas pour tous les pays et toutes les périodes.

Cela dit, cette relation nuancée et mitigée pourrait avoir des externalités négatives en rapport avec l'environnement. En effet Saboori et al (2014) ils ont exploré la relation bidirectionnelle à long terme entre la consommation d'énergie dans le secteur du transport routier, les émissions de CO₂ et la croissance économique dans les pays de l'OCDE. En utilisant des données annuelles allant de 1960 à 2008 et en utilisant l'approche de cointégration des moindres carrés ordinaires, les résultats obtenus montrent l'existence d'une relation bidirectionnelle à long terme, significative et positive d'une part entre les émissions de CO₂ et la croissance économique, d'autre part entre la consommation d'énergie du secteur routier et la croissance économique et et enfin entre les émissions de CO₂ et la consommation d'énergie du secteur routier dans tous les pays de l'OCDE. La réaction des émissions de CO₂ à la croissance économique est initialement positive dans la plupart des cas, mais elle est relativement plus courte par rapport à sa réaction initiale à la consommation d'énergie du secteur du transport routier.

Nasreen et al (2020) ont analysé les données de 18 pays asiatiques, couvrant la période 1980-2017, afin de déterminer la causalité à long terme entre la croissance des revenus, la consommation d'énergie des transports et la qualité de l'environnement. Ils ont montré qu'il existe une causalité de Granger bidirectionnelle à long terme entre la consommation d'énergie des transports, l'environnement et la croissance du PIB. Ils révèlent qu'une augmentation de 1% de la consommation d'énergie dans les transports et la croissance du PIB détériore la qualité de l'environnement d'environ 0,57% et 0,46%, respectivement, dans les pays asiatiques. Les données empiriques ajoutent de nouvelles dimensions aux technologies énergétiques dans le secteur des transports qui influent positivement sur la croissance économique sans compromettre la qualité de l'environnement

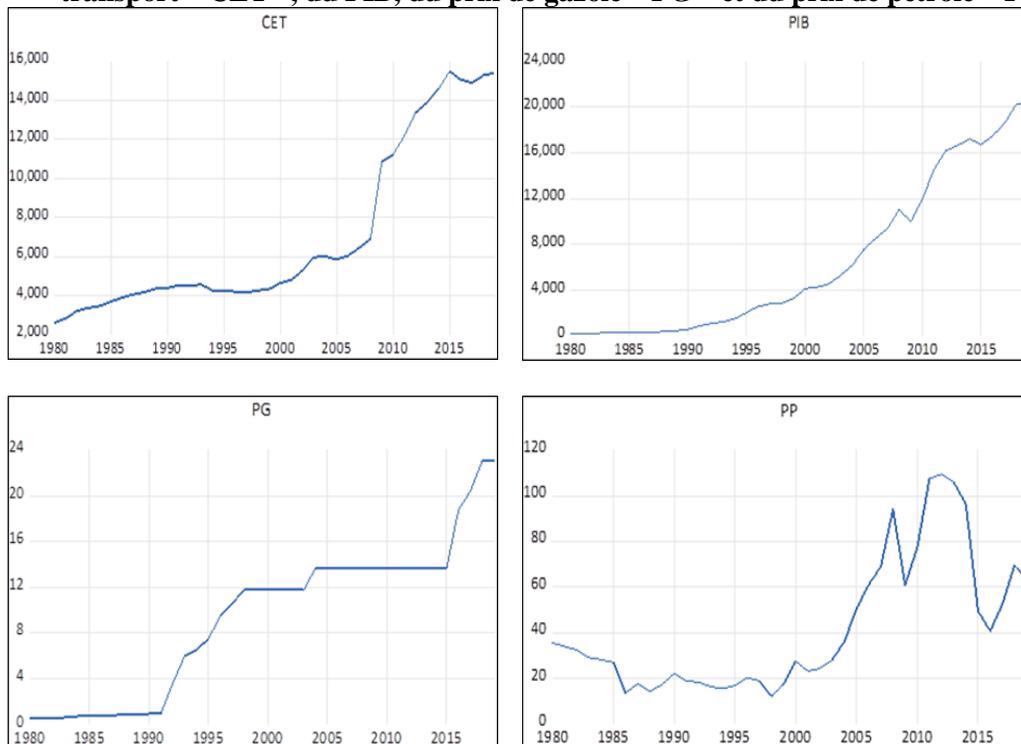
Mohmand et al (2021) ont étudié la relation de causalité entre la croissance économique, les infrastructures de transport, la consommation de carburant du secteur des transports et les émissions de carbone provenant des transports au Pakistan au cours de la période 1971-2017. Les résultats suggèrent une causalité à court terme allant de l'infrastructure de transport, de la croissance économique et de la consommation de carburant aux émissions de CO₂. Les résultats montrent également qu'à long terme, il existe une relation bidirectionnelle entre la croissance économique et l'infrastructure. De plus, il existe une causalité unidirectionnelle entre la croissance économique, l'infrastructure et la consommation et les émissions. Par conséquent, la croissance économique entraîne une augmentation des infrastructures et des

émissions avec rétroaction. Les résultats de cette recherche fournissent des informations précieuses pour le pays, car un investissement d'environ 11 milliards de dollars US est fait pour le développement et l'amélioration des infrastructures de transport dans le contexte du Corridor économique « Pakistan-Chine » visant à atteindre la croissance par les investissements dans le transport.

2. Indicateurs de la croissance du PIB et la consommation d'énergie des transports en Algérie

D'après la figure 01, ci-dessous, la valeur de la consommation énergétique des transports de 1980 à 2018, a varié entre 2598 Ktep et 15281 Ktep. Les plans de relance économique adoptés notamment à partir de 1999, l'instauration des crédits à la consommation et véhicule et la libéralisation du secteur des transports routiers ont fortement influencé la consommation d'énergie dans le domaine des transports pendant ces dernières décennies. En effet, de 2008 à 2014, la consommation a doublé en passant de 6450 Ktep en 2007 à 13889 Ktep en 2013. Cette augmentation est expliquée par la revalorisation des salaires qu'a connue l'Algérie en 2008, ainsi qu'une augmentation considérable des importations des véhicules neufs. À cet égard, l'ONS note que le nombre de véhicules importés dans le cadre commercial par les concessionnaires s'est établi à 282.119 unités 2015. Malgré la chute des prix de pétrole à la fin de 2014 et la politique d'austérité instaurée en Algérie et l'arrêt d'importation des véhicules, la consommation des énergies reste presque stable entre 14000 Ktep et 15000 Ktep de 2014 à 2019.

Figure 1 : Évolution graphique des agrégats : Consommation des énergies dans le transport « CET », du PIB, du prix de gazole « PG » et du prix de pétrole « PT »



Source : Établi par les auteurs à partir des données de l'OPEP, de la BM et de l'ONS

Quant à la courbe du PIB, celle-ci est constamment croissante durant la période allant de l'année 1980 à 2019, on remarque que l'Algérie a enregistré une augmentation du PIB à partir de 2002, ceci s'explique par la relance budgétaire importante engendrée par la mise en œuvre des programmes de dépenses de l'État financés par la hausse des recettes provenant des hydrocarbures. La baisse des prix de pétrole en 2009 a induit une diminution de la croissance du PIB avant de connaître une augmentation soutenue durant la période 2010-2012, suite à l'évolution du volume des exportations et à l'augmentation des prix de pétrole. Durant la période allant de 2013 à 2016, le PIB de l'Algérie a connu une légère augmentation pour revenir à la baisse entre 2017 et 2019.

En générale, les prix des carburants en Algérie sont fixés et subventionnés par les autorités, ce qui explique une quasi-stabilité des prix, même si les prix du pétrole ont connu des fluctuations différentes. Le prix du gasoil est légèrement croissant durant la période allant de l'année 1980 à 1990, l'année où le prix a enregistré une augmentation considérable passant de 0,95 DA à 3,6 DA en 1992 puis 10,6 en 1997 et 13,7 en 2004, reste inchangé pendant une décennie (2004 à 2015) jusqu'en 2016 après la chute des prix du pétrole, les prix du gasoil ont augmenté successivement à 18,76 DA, 20,42 DA, 23,06 pour 2016, 2017 et 2018 respectivement. Cela est dû à la réduction de la facture des subventions ce qui induit une tendance haussière dans la courbe des prix.

Pour les prix de pétrole, durant la période allant de 1980 à 1986, ces derniers ont connu des fluctuations, mais en suivant une tendance haussière depuis 1999. Les prix du pétrole ont connu une forte augmentation entre 2011 et 2013 dépassant les 100 dollars le baril, mais connaissent à partir de la fin de 2014 une baisse pour atteindre en 2018 et 2019, respectivement, 69,52 dollars et 62,98 dollars (prix annuels moyens).

3. Présentation du modèle et discussion des résultats

La présente section est consacrée à la modélisation de la relation entre la croissance économique et la consommation d'énergie des transports, les tests et les résultats de l'étude. Ces derniers sont suivis de discussions et d'analyse des hypothèses de recherche.

3.1. Méthodologie et choix des variables

Les séries concernent les données annuelles allant de 1980 à 2019, issues de l'Office National des Statistiques « ONS », du ministère de l'Énergie « ME » ainsi que de la Banque Mondiale « BM ». Pour mener à bien notre travail, nous avons utilisé le modèle ARDL pour tester la relation entre la consommation d'énergie des transports, le prix du pétrole, le prix du gasoil et la croissance économique. Le test de cointégration du modèle ARDL fournit deux bornes de valeurs critiques, une pour I (0) et la seconde pour I (1), où I (0) se réfère à des variables intégrées en niveau et I (1) se réfère à des variables intégrées en première différence. Le modèle ARDL peut être utilisé lorsque les variables sont intégrées d'ordre I (0) ou I (1) ou un mélange des deux.

Ainsi notre modèle se présente sous la forme fonctionnelle suivante :

$$CET = f(PIB, GP, PP) \dots \dots \dots (1)$$

Avec

CET : Consommation d'Énergie des Transports tous modes confondus (ktep)

PIB : Produit intérieur brut (milliard de dinars)

PG : Prix du Gasoil (dzd)

PP : Prix du Pétrole (dollars prix annuels moyens)

Conformément à la démonstration de Pesaran et al (2001), l'équation (1) se réécrit comme suite :

$$\Delta CET_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} CET_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{2i} \Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} \Delta PG_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{4i} \Delta PP_{t-i} + \beta_1 CET_{t-1} + \beta_2 PIB_{t-1} + \beta_3 PG_{t-1} + \beta_4 PP_{t-1} + \mu_t$$

3.2. Résultats et discussions

3.2.1. Test de racine unitaire

Avant d'entamer l'estimation du modèle, nous allons effectuer des tests de racine unitaire sur chacune des variables pour tester la stationnarité. Les différents résultats de ce test, sur nos variables, sont décrits dans le tableau suivant.

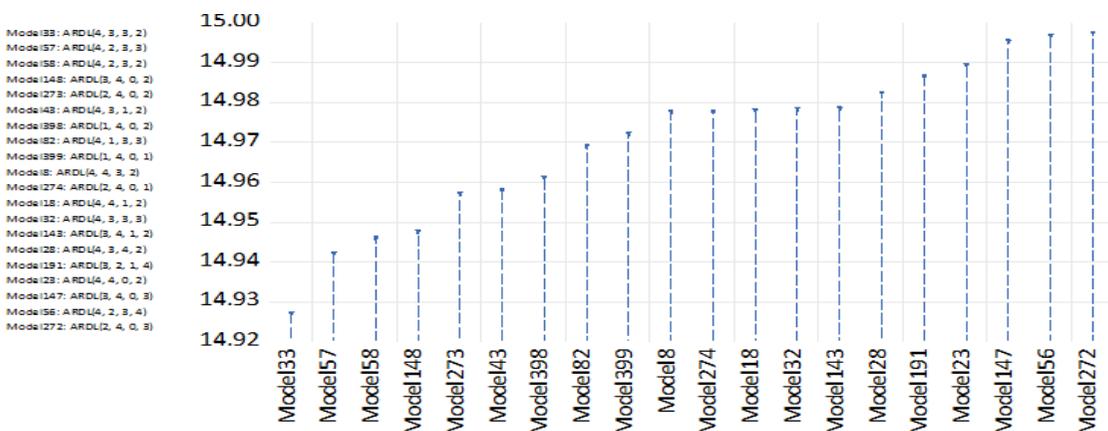
Tableau 1 : Résultats des tests de stationnarité

Variables	En niveau			En différence première			Conclusion
	ADF _{cal}	ADF _{Tab}	Prob.	T _{ADF}	T _C	Prob.	
<i>PIB</i>	5,04	-1,94	1,0000	-3,39	-1,95	0,0012*	<i>I(1)</i>
<i>CET</i>	3,04	-1,94	0,9991	-4,40	-1,95	0,0001*	<i>I(1)</i>
<i>PG</i>	3,04	-1,94	0,012 0	-3,78	-1,95	0,0004*	<i>I(1)</i>
<i>PP</i>	-0,47	-1,94	0,5014	-5,57	-1,95	0,0000*	<i>I(1)</i>

Source : synthèse de l'auteur à partir d'EvIEWS 12.

Puisque les variables sont intégrées d'ordre (1), nous essaierons de vérifier s'il existe une relation à long terme entre les variables. Le modèle ARDL spécifié ci-dessous sera appliqué. La figure suivante présente le modèle ARDL le plus parcimonieux équivalent au nombre de retard qui minimise le critère d'Akaike, il s'agit d'un modèle ARDL (4.3.3.2).

Figure 1 : Le graphique du critère d'information Akaike (AIC)



Source : Resultat obtenus à partir du logiciel EvIEWS 12.

3.2.2. Estimation de l'out put du modèle ARDL (4.3.3.2)

On s'est basé sur une modélisation ARDL pour expliquer la CET en termes de valeurs passées, ainsi que les valeurs actuelles du PIB, PG, et PP. L'output du modèle estimé nous donne les estimateurs suivants :

Tableau 2 : Estimations du modèle (4.3.3.2)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.*</i>
CET(-1)	1.159082	0.189137	6.128261	0.0000
CET(-2)	-0.143954	0.259044	-0.555711	0.5846
CET(-3)	-0.160942	0.280304	-0.574169	0.5723
CET(-4)	-0.475807	0.163195	-2.915577	0.0086
PIB	-0.891394	0.425473	-2.095065	0.0491
PIB(-1)	0.751014	0.412683	1.819835	0.0838
PIB(-2)	0.278093	0.436153	0.637606	0.5310
PIB(-3)	0.336047	0.270540	1.242135	0.2286
PG	169.2862	88.90391	1.904148	0.0714
PG(-1)	-195.0921	105.9145	-1.841977	0.0804
PG(-2)	119.9685	105.7362	1.134602	0.2700
PG(-3)	-151.8801	87.16590	-1.742426	0.0968
PP	10.65808	20.95217	0.508686	0.6165
PP(-1)	26.38356	19.58636	1.347037	0.1930
PP(-2)	-37.58032	15.31162	-2.454365	0.0234
C	2333.089	1260.165	1.851416	0.0789
R²=0.996116 ; F-statistic= 341.9618; Prob=0.000000); (AIC= 14.92724)				

Source : Résultat des estimations obtenues à partir du logiciel Eviews 12.

Les résultats des estimations montrent que la statistique associée aux coefficients des variables consommation d'énergie des transports, PIB, prix du gasoil et le prix du pétrole sont toutes supérieures à la valeur critique de la table de student (1,96) au seuil de 5 %, avec des probabilités inférieures à 5% , hormis PG et PP qui sont significatifs au seuil de 10% (inférieurs à 10%) , la qualité d'ajustement R² égale à 99.61% montre que la variabilité totale de la consommation énergétique des transports en Algérie est expliquée par le PIB, les prix du gasoil et le prix du pétrole à 99.61 %, avec une probabilité largement inférieure à 5% ce qui explique que la qualité d'ajustement est bonne.

3.2.3. Bounds test

Pour tester l'existence ou non d'une relation de long terme, on utilise le « Bounds test » pour détecter d'éventuelle cointégration de long terme. Les résultats montrent que la statistique de Fisher (F=6.962831) est supérieure à la borne supérieure de l'intervalle des valeurs critiques correspond au seuil de signification de 5%. Donc on rejette l'hypothèse d'absence de relation de long terme, nous concluons qu'il existe une relation de long terme entre la consommation d'énergie des transport et les variables explicatives. Comme le montre le tableau ci-dessous.

Tableau 3 : ARDL Bounds test du modèle (4.3.3.2)

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
<i>F</i> -statistic	6.962831	10%	2.37	3.2
<i>k</i>	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 12.

3.2.4 Coefficient de court terme

On désigne par « D » la différence première des variables considérées. Le terme CointEq (-1) correspond au résidu retardé issu de l'équation d'équilibre de long terme. Son coefficient estimé est négatif et largement significatif, confirmant ainsi l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce coefficient, qui exprime le degré avec lequel la variable *y* (consommation énergétique dans les transports) sera rappelée vers la cible de long terme, est estimé de -0,621621 pour notre modèle ARDL, traduisant ainsi un ajustement à la cible de long terme relativement rapide.

Les résultats de court terme montrent que le PIB entretient une relation négative avec la consommation de l'énergie dans les transports. Cela peut s'expliquer par le fait qu'à court terme il n'y a pas de forte dynamique économique qui scucite une logistique importante et donc une forte consommation. Cela, aussi, renvoie à la forte dépendance de l'économie algérienne envers les produits de la rente. Le coefficient négatif peut s'expliquer aussi par le fait que le PIB est tributaire de l'importation, notamment de produits raffinés, accentue la dépendance envers les carburants importés ce qui réduit la production locale « dualité sectorielle » et ne crée pas de véritable besoin par les entreprises.

Tableau 4 : Coefficients de court terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CET(-1))	0.780702	0.147722	5.284957	0.0000
D(CET(-2))	0.636749	0.153387	4.151242	0.0005
D(CET(-3))	0.475807	0.138512	3.435131	0.0026
D(PIB)	-0.891394	0.269248	-3.310686	0.0035
D(PIB(-1))	-0.614140	0.258118	-2.379305	0.0274
D(PIB(-2))	-0.336047	0.142325	-2.361122	0.0285
D(PG)	169.2862	70.41792	2.404022	0.0260
D(PG(-1))	31.91167	57.80443	0.552063	0.5870
D(PG(-2))	151.8801	68.19961	2.226994	0.0376
D(PP)	10.65808	11.48737	0.927808	0.3646
D(PP(-1))	37.58032	11.62845	3.231757	0.0042
CointEq(-1)*	-0.621621	0.096174	-6.463512	0.0000
R² = 85,1685%				

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 12.

3.2.5. Coefficients de long terme

La normalisation par rapport à la variable y permet de réécrire l'équation de long terme sous la forme : $EC = CET - (0.7621*PIB - 92.8502*PG - 0.8666*PP + 3753.2364)$.

Ces résultats montrent qu'à long terme, le PIB entretient une relation positive avec la consommation de l'énergie du secteur des transports. Cela peut s'expliquer par le fait que la dynamique de croissance de long terme fait intervenir le secteur logistique de manière importante que ce soit pour acheminer les denrées alimentaires pour répondre à la forte consommation ou bien en matière d'équipement ou de produits semis finis « importés ou locaux » pour les entreprises.

Quant au prix du gasoil, celui-ci est négativement corrélé avec la consommation d'énergie, et ce pour la simple raison que l'augmentation de prix du carburant induit une rationalisation de consommation et un découragement en termes de déplacements. Cette tendance, on la retrouve aussi avec le prix du pétrole. En effet, du moment que les carburants sont toujours subventionnés depuis longtemps, donc à chaque fois que les PP augmentent la consommation énergétique augmentent aussi suite l'amélioration de la situation financière du pays. Ici, le coefficient de la variable PP n'est pas significatif, donc pas d'interprétation pour ce résultat. Cependant, lorsque le prix du pétrole augmente les exportations algériennes en pétrole brut sont importantes, mais les importations de carburants raffinés deviennent plus chères ce qui va pousser à la rationalisation de la consommation énergétique.

Tableau 5 : Coefficients de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB	0.762138	0.113434	6.718761	0.0000
PG	-92.85018	98.09288	-0.946554	0.3552
PP	-0.866575	31.96641	-0.027109	0.9786
C	3753.236	622.9574	6.024869	0.0000
$EC = CET - (0.7621*PIB - 92.8502*PG - 0.8666*PP + 3753.2364)$				

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 12.

3.2.6. Tests de validation et de spécification du modèle

Les tests synthétisés dans le tableau 06 nous amènent à accepter l'hypothèse nulle. Ainsi, statistiquement, notre modèle (4.3.3.2) est validé et les variables expliquent à 99 % la dynamique de l'utilisation de la consommation d'énergie par les transports en Algérie pour la période étudiée (de 1980 à 2019). Par ailleurs, les résultats affichés indiquent que la probabilité associée à chaque épreuve est beaucoup plus haute que le seuil de 5 %, ce qui nous mène à accepter l'hypothèse nulle : l'absence d'autocorrélation d'erreurs et d'homoscédasticité. D'après le tableau 06, l'hypothèse de normalité des erreurs est acceptée à long terme [Jarque-Bera (0.7494 > 0.05)] et la probabilité critique associée à l'épreuve de spécification de Ramsey est égale à 0.8134 est plus grande que le seuil critique de 5 %, ce qui nous permet de dire que le modèle est bien spécifié.

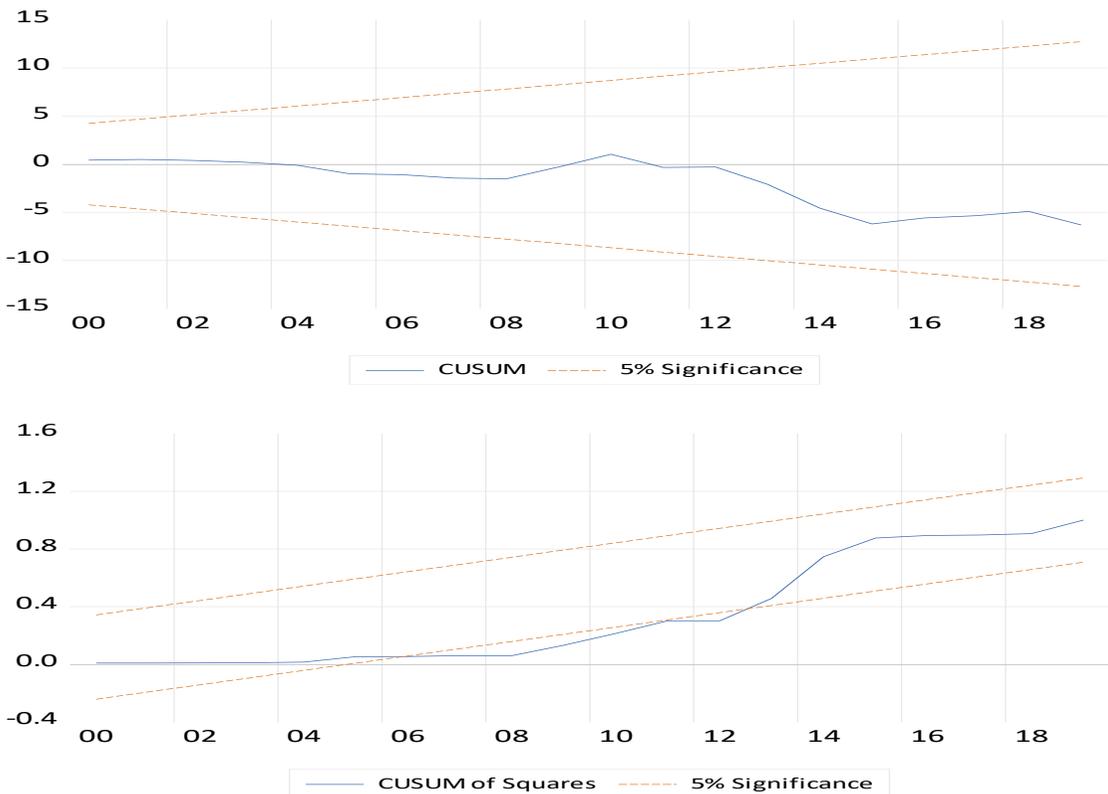
Après avoir validé les tests de diagnostic qui ont été réalisés pour évaluer la robustesse de notre modèle, les résultats du test CUSUM et COSUMQ montrent que les résidus présentent les propriétés recherchées.

Tableau 6 : Tests de diagnostic du modèle ARDL (4.3.3.2)

Test statistics	tests	F- Version	P-value
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0.998755	0.3879 > 0,05
Heteroskedasticity	Breusch-Pagan-Godfrey	1.819383	0.1051 > 0,05
Normalité des erreurs	Jarque-Bera	0.576704	0.7494 > 0,05
Spécification 'stability'	Ramsey (Fisher)	0.239381	0.8134 > 0,05

Source : synthèse de l'auteur à partir d'Eviews 12.

La figure 3 indique que la courbe de la somme des résidus reste entre les lignes critiques à 5 %, ce qui signifie que la stabilité des coefficients du modèle choisit.

Figure 3: Test de robustesse du « CUSUM » et « CUSUM of Square »

Source : graphique obtenu à partir du logiciel Eviews 12.

Conclusion

Cet article examine la relation à court et à long terme entre la consommation d'énergie des transports et la croissance économique en Algérie pour la période allant de 1980 à 2019. Les résultats économétriques obtenus permettent de mieux appréhender cette question et nous ont permis de vérifier empiriquement le lien entre le PIB et la consommation d'énergie tout en prenant compte d'autres variables.

Notre étude montre que la consommation d'énergie des transports tous modes confondus est positivement corrélée avec la croissance économique à long terme. Cela peut être expliqué par le fait que l'énergie consommée dans la logistique contribue à la dynamique économique ce qui confirme la première hypothèse. D'autre part, le prix du gasoil est positivement corrélé avec la consommation d'énergie des transports à court terme. Cela est dû aux taxes imposées par l'État sur les produits énergétiques et la hausse des prix des carburants à partir du premier janvier 2016. Des augmentations qui n'ont pas influencé la consommation de cette énergie, mais au contraire il y a eu augmentation de la mobilité des passagers et du transport des marchandises au fil des années. Enfin, les cours du pétrole sont positivement corrélés avec la consommation d'énergie des transports, cela par l'effet de l'augmentation du PIB induit par les exportations des hydrocarbures qui encourage, à son tour, la demande de transport (passagers et marchandises) et par conséquent la consommation d'énergie.

Les conclusions précédentes montrent que la stratégie énergétique de l'Algérie dans le secteur des transports doit s'orienter vers le découplage entre la croissance économique et la consommation de l'énergie. L'étude montre, notamment que les augmentations des prix de l'énergie fossile opérées ces dernières années n'ont pas atteint un niveau critique susceptible d'impacter positivement la consommation de l'énergie.

Afin d'assurer sa sécurité énergétique, l'Algérie est appelée à adopter une stratégie de transition graduelle d'un système de production d'énergies fossiles aux énergies renouvelables, de favoriser les modes moins énergivores et électriques et d'inciter les entreprises à intégrer les systèmes d'information logistique dans la gestion des opérations logistiques internes et avec leurs partenaires.

Références Bibliographies

- Achour, H., & Belloumi, M. (2016). Decomposing the influencing factors of energy consumption in Tunisian transportation sector using the LMDI method. *Transport Policy*, 52, 64–71. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2016.07.008>
- Belke, A., Dobnik, F., & Dreger, C. (2011). Energy consumption and economic growth: New insights into the cointegration relationship. *Energy Economics*, 33(5), 782–789. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.02.005>
- Ben Abdallah, K., Belloumi, M., & De Wolf, D. (2013). Indicators for sustainable energy development: A multivariate cointegration and causality analysis from Tunisian road transport sector. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25 (December 2020), 34–43. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2013.03.066>
- Bouznit, M., & Pablo-Romero, M. del P. (2016). CO2 emission and economic growth in Algeria. *Energy Policy*, 96, 93–104. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.05.036>
- Costantini, V., & Martini, C. (2010). The causality between energy consumption and economic growth: A multi-sectoral analysis using non-stationary cointegrated panel data. *Energy Economics*, 32(3), 591–603. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.09.013>
- Ediger, V. S., & Camdali, U. (2007). Energy and exergy efficiencies in Turkish transportation sector, 1988-2004. *Energy Policy*, 35(2), 1238–1244. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2006.03.021>
- Lin, B., & Du, Z. (2015). How China's urbanization impacts transport energy consumption in the face of income disparity. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 1693–1701. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.08.006>

- Ministère de l'énergie Algérie. (2018). *Bilan Energétique National 2017*.
- Ministère de l'énergie Algérie. (2020). *Bilan Energétique National 2019*.
- Mohmand, Y. T., Mehmood, F., Mughal, K. S., & Aslam, F. (2021). Investigating the causal relationship between transport infrastructure, economic growth and transport emissions in Pakistan. *Research in Transportation Economics*, 88 (September 2020), 100972. <https://doi.org/10.1016/j.retrec.2020.100972>
- Nasreen, S., BenMbarek, M., & Atiq-ur-Rehman, M. (2020). Long-run causal relationship between economic growth, transport energy consumption and environmental quality in Asian countries: Evidence from heterogeneous panel methods. *Energy*, 192, 116628. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.116628>
- Pablo-Romero, M. del P., & Sanchez-Braza, A. (2017). The changing of the relationships between carbon footprints and final demand: Panel data evidence for 40 major countries. *Energy Economics*, 61, 8–20. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.10.018>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Pradhan, R. P. (2010). Transport Infrastructure, Energy Consumption and Economic Growth Triangle in India: Cointegration and Causality Analysis. *Journal of Sustainable Development*, 3(2), 167–173. <https://doi.org/10.5539/jsd.v3n2p167>
- Rehermann, F., & Pablo-Romero, M. (2018). Economic growth and transport energy consumption in the Latin American and Caribbean countries. *Energy Policy*, 122 (February), 518–527. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.08.006>
- Saboori, B., Sapri, M., & Bin Baba, M. (2014). Economic growth, energy consumption and CO2 emissions in OECD (Organization for Economic Co-operation and Development)'s transport sector: A fully modified bi-directional relationship approach. *Energy*, 66, 150–161. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2013.12.048>
- Saidi, S., Shahbaz, M., & Akhtar, P. (2018). The long-run relationships between transport energy consumption, transport infrastructure, and economic growth in MENA countries. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 111 (January), 78–95. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2018.03.013>
- Samimi, R. (1995). Road transport energy demand in Australia. *Energy Economics*, 17(4), 329–339.
- Talla konchou, F., Aloyem Kaze, c v, & Tchinda, R. (2015). An Application of Energy and Exergy Analysis of Transport Sector of India. *Int.J.*, 2(18), 129–141. <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.1900.5525>
- Tchanche, B. (2019). Exergy consumption analysis of the transportation sector of Senegal. *African Journal of Environmental Science and Technology*, 13(8), 310–316. <https://doi.org/10.5897/ajest2018.2574>

Annexes

Estimations du modèle

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
CET(-1)	1.159082	0.189137	6.128261	0.0000
CET(-2)	-0.143954	0.259044	-0.555711	0.5846
CET(-3)	-0.160942	0.280304	-0.574169	0.5723
CET(-4)	-0.475807	0.163195	-2.915577	0.0086
PIB	-0.891394	0.425473	-2.095065	0.0491
PIB(-1)	0.751014	0.412683	1.819835	0.0838
PIB(-2)	0.278093	0.436153	0.637606	0.5310
PIB(-3)	0.336047	0.270540	1.242135	0.2286
PG	169.2862	88.90391	1.904148	0.0714
PG(-1)	-195.0921	105.9145	-1.841977	0.0804
PG(-2)	119.9685	105.7362	1.134602	0.2700
PG(-3)	-151.8801	87.16590	-1.742426	0.0968
PP	10.65808	20.95217	0.508686	0.6165
PP(-1)	26.38356	19.58636	1.347037	0.1930
PP(-2)	-37.58032	15.31162	-2.454365	0.0234
C	2333.089	1260.165	1.851416	0.0789
R-squared	0.996116	Mean dependent var		7535.833
Adjusted R-squared	0.993203	S.D. dependent var		4401.832
S.E. of regression	362.9009	Akaike info criterion		14.92724
Sum squared resid	2633941.	Schwarz criterion		15.63103
Log likelihood	-252.6903	Hannan-Quinn criter.		15.17288
F-statistic	341.9618	Durbin-Watson stat		2.073525
Prob(F-statistic)	0.000000			

Coefficients de court terme

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2333.089	1260.165	1.851416	0.0789
CET(-1)*	-0.621621	0.251237	-2.474244	0.0224
PIB(-1)	0.473760	0.249429	1.899379	0.0720
PG(-1)	-57.71759	81.82439	-0.705384	0.4887
PP(-1)	-0.538681	20.05569	-0.026859	0.9788
D(CET(-1))	0.780702	0.211872	3.684782	0.0015
D(CET(-2))	0.636749	0.296051	2.150803	0.0439
D(CET(-3))	0.475807	0.163195	2.915577	0.0086
D(PIB)	-0.891394	0.425473	-2.095065	0.0491
D(PIB(-1))	-0.614140	0.323627	-1.897681	0.0723
D(PIB(-2))	-0.336047	0.270540	-1.242135	0.2286
D(PG)	169.2862	88.90391	1.904148	0.0714
D(PG(-1))	31.91167	87.94160	0.362873	0.7205
D(PG(-2))	151.8801	87.16590	1.742426	0.0968
D(PP)	10.65808	20.95217	0.508686	0.6165
D(PP(-1))	37.58032	15.31162	2.454365	0.0234

Coéfficients de long terme

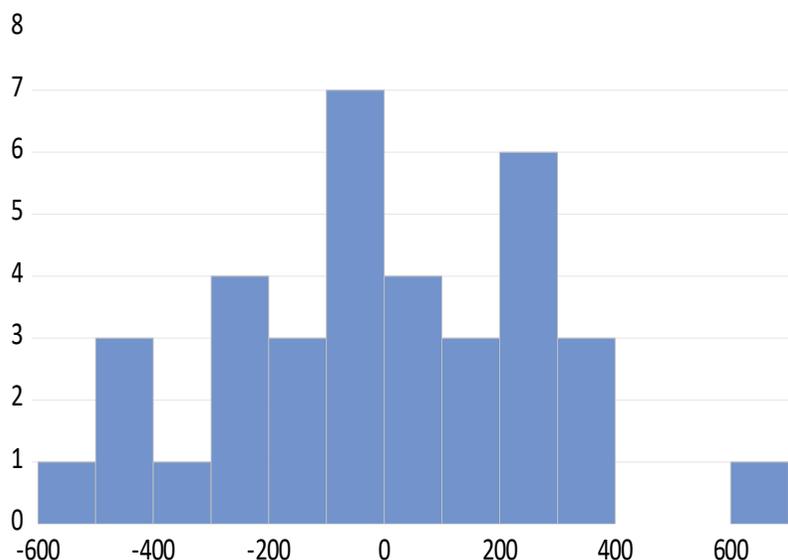
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB	0.762138	0.113434	6.718761	0.0000
PG	-92.85018	98.09288	-0.946554	0.3552
PP	-0.866575	31.96641	-0.027109	0.9786
C	3753.236	622.9574	6.024869	0.0000

$$EC = CET - (0.7621*PIB - 92.8502*PG - 0.8666*PP + 3753.2364)$$

ARDL Bounds test du modèle

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	6.962831 3	Asymptotic: n=1000		
		10%	2.37	3.2
		5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
Actual Sample Size	36	Finite Sample: n=40		
		10%	2.592	3.454
		5%	3.1	4.088
		1%	4.31	5.544
		Finite Sample: n=35		
		10%	2.618	3.532
		5%	3.164	4.194
		1%	4.428	5.816

Normalité des erreurs



Series: Residuals	
Sample 1984 2019	
Observations 36	
Mean	7.20e-13
Median	-17.04708
Maximum	603.1151
Minimum	-514.8057
Std. Dev.	274.3273
Skewness	-0.079193
Kurtosis	2.400514
Jarque-Bera	0.576704
Probability	0.749498