



HAL
open science

Les relations entre les éléments qui influencent le marché automobile national (Etude économétrique)

Nezha Djellal Ameur

► **To cite this version:**

Nezha Djellal Ameur. Les relations entre les éléments qui influencent le marché automobile national (Etude économétrique). *Revue Internationale des Sciences de Gestion*, 2018. hal-01976902

HAL Id: hal-01976902

<https://hal.science/hal-01976902v1>

Submitted on 10 Jan 2019

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Les relations entre les éléments qui influencent le marché automobile national (Etude économétrique)

Relationships between the elements that influence the national automobile market (Econometric study)

DJELLAL AMEUR Nezha

Université Oran 2

n.djellalameur@gmail.com

Résumé

Le marché de l'automobile est un indicateur très fort du niveau de vie sans cesse croissant des Algériens. Nous avons constatés, que les importations de véhicules en Algérie ont pris une courbe croissante, depuis 2000. Le secteur automobile algérien est un marché de distribution. C'est un secteur dynamique et en constante progression. En 2013, la demande nationale représente 70% de la demande africaine. Dans cet article, nous essayons de savoir quels sont les éléments qui influent cette demande sur la voiture ? L'étude économétrique nous a permis de constater quels sont les éléments qui peuvent avoir une relation à court et long terme.

Mots-Clés : Automobile ; Prix du baril du pétrole ; Parc automobile national ; Prix du véhicule ; La demande

Abstract

The auto market is a strong indicator of the ever-increasing standard of living of Algerians. We have noticed that vehicle imports in Algeria have been increasing since 2000. The Algerian automobile sector is a distribution market. It is a dynamic and constantly growing sector. In 2013, national demand accounts for 70% of African demand. In this article, we try to know what are the elements that influence this demand on the car? The econometric study has allowed us to see what are the elements that can have a relationship in the short and long term.

Key words: automotive; Price of oil barrel ; National fleet ; Vehicle price ; The demand

Introduction:

En se penchant sur l'analyse du bilan du secteur automobile de chaque année, nous constatons une évolution du marché de l'automobile qui enregistre une progression continue. Malgré les effets de la crise économique internationale et de l'arrêt du crédit à la consommation en 2009 ainsi que l'introduction d'une nouvelle taxe sur les véhicules neufs, tous ces éléments ont conduit à une augmentation des prix. L'augmentation reste quand même relativement soutenue. Plusieurs évènements ont conduit le marché national à atteindre, en 10 ans, un volume de 3 millions de véhicules vendus (toutes marques confondues). Depuis 2002, la hausse des prix du pétrole produit des effets inverses à ceux du choc pétrolier de 1973 à 1979. Le prix du Brent a été multiplié par 5. Il dépasse les 100 dollars le baril. Cependant cette situation est bénéfique pour l'économie algérienne. Cette hausse de prix du pétrole a eu un impact sur les hausses des revenus de la population et ainsi sur la dépense finale.

L'évolution du marché national de l'automobile et les relations entre les prix des véhicules et les revenus et la consommation (volume des ventes) dans une perspective de moyen et long terme permet d'apporter une réponse à la question suivante : quelle est la nature de la demande automobile sur le marché national et comment ce marché a pu évoluer ?

L'objet de cette section est la recherche des facteurs explicatifs de la croissance de la demande automobile. Dans notre étude économétrique nous avons utilisé une base de données de séries chronologiques qui sont annuelles de 2000 à 2015. Elles concernent les prix des véhicules (véhicules de type M0¹ en dinars constants), les salaires (salaire moyen algérien), les prix du pétrole (en dollars courants). Nous allons montrer la non-stationnarité des séries à partir d'une variété de tests et étudier les relations entre séries. Les développements récents de l'analyse des séries temporelles, avec en particulier les résultats d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1987)², permettent de résoudre les difficultés de la non-stationnarité. Les dynamiques particulières des séries sont analysées à l'aide de régression et d'une combinaison de techniques (tests de causalité, modèles à correction d'erreur).

1- Les relations de causalité entre les variables: Elles sont fréquemment analysées à l'aide de modèles vectoriels autorégressifs. Généralement, ce type de modélisation ne donne que des résultats limités. Compte tenu de la stationnarité des séries des indicateurs (vente de véhicules, prix des véhicules M0, cours du baril du pétrole, salaires), les tests de causalité de

¹Modèle de véhicule de type M0, ce sont des véhicules à un prix adaptable aux familles et avec un prix abordable comme : Logan, C-Elysee, Aveo, Polo Sedan, Symbol

²Luc Behaghel « Lire l'économétrie », Editions La découverte, Paris 2006, p 10 à 15.

Granger permettent de dégager les antériorités entre les indicateurs relatifs à la croissance du marché automobile national. L'évolution à long et moyen terme est étudiée simultanément avec la Co-intégration et les modèles à correction d'erreur.

1-1- Stationnarité des séries de la demande de véhicules : Dans le cas de la non stationnarité d'une série en raison de la présence d'une ou plusieurs racines unitaires dans la représentation autorégressive, de nombreux travaux empiriques ont utilisé la méthode de Box et Jenkins (1970) pour différencier la série de départ. La série incorpore une tendance stochastique qui est éliminée par cette méthode. La stationnarité est ensuite vérifiée visuellement ou à partir de la fonction d'autocorrélation de la série obtenue et des tests de Dickey et Fuller (1981). Les propriétés de stationnarité des séries sont vérifiées à l'aide des tests de Dickey et Fuller (DF) et de Dickey et Fuller Augmenté (ADF). L'examen du tracé et du corrélogramme révèle qu'aucune des séries n'incorpore de composante saisonnière. Les fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle montrent parfois un processus autorégressif résiduel d'ordre 4 et 5. Les test de DAF et ADF sont utilisés avec le degré de retard des variables explicatives de différence 3 et 4. L'introduction de ces degrés de retard permet d'obtenir le résidu (bruit blanc) et d'éliminer le phénomène d'autocorrélation des erreurs. Les tests sont appliqués à la fois en niveau et en différences premières des séries afin de déterminer la non stationnarité. Sur les indicateurs donnés pour la demande de véhicule, l'analyse couvre la période 2000-2015. Une analyse plus fine a conduit à un découpage de la période de référence en deux sous-périodes : 2000-2013 et 2014-2015, ces deux périodes sont marquées par les prix du pétrole. Les résultats obtenus appellent quelques commentaires. D'une part, la plupart des séries ne sont pas stationnaires (sauf le salaire et le prix du pétrole)

Tableau n°1: Stationnarité des séries de la demande de véhicules

| | Test ADF | | Test PP | |
|-----|----------|---------|---------|---------|
| | I(0) | I(1) | I(0) | I(0) |
| PO | -0.19 | * -2.57 | -0.23 | * -2.57 |
| VT | -1.2 | *-3.83 | -1.18 | * -3.45 |
| MO | 0.83 | * -6.15 | 0.77 | *-6.87 |
| SAL | 2.02 | *-2.51 | 1.70 | *-2.51 |

Source: Test effectué par l'auteur à l'aide des tests de DF et ADF



La comparaison des t_{ϕ_1} calculés aux t lus (tables de MacKinnon) ou des **LM** statistiques aux valeurs critiques indique que les deux séries x_1 et y_1 sont non stationnaires en niveau. Des tests similaires sur les différents premières de x_1 et y_1 indiquent qu'elles sont stationnaire, les deux séries étudiées sont $I(1)$, il existe donc un risque de cointégration.

Le test de cointégration est effectué à partir du résidu d'estimation du modèle :

$$y_1 = a_1x_1 + a_0 + \varepsilon_t$$

1-2 Analyse de la causalité, selon Granger et Engle (1983) et Granger (1987)

Il s'agit de préciser le rôle de certains indicateurs dans la détermination des autres par les tests de causalité entre les couples des indicateurs au sens de Granger. Dans ce cadre, il est utile de calculer les déterminants de base des mouvements de prix et les directions de causalité entre les différents indicateurs utilisés qui sont en de nombre de 4.

Y ne dépend pas de X, au sens de Granger, si pour tout t, X_t est indépendant de (Y_{t-1}, \dots, Y_1) conditionnellement à (X_{t-1}, \dots, X_1) ³. L'idée avancée par Granger (1980) est qu'une variable « cause », une autre si elle permet d'en améliorer la prévision. La condition nécessaire pour obtenir la causalité sans inverse de Y vers X est que :

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2^1 & b_2^1 \\ a_2^2 & b_2^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \end{bmatrix} + \dots \\ &+ \begin{bmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Nous constatons qu'au seuil de 5%, le test de Granger laisse présager un lien de causalité unidirectionnelle entre les prix des véhicules et les ventes. Autrement dit, c'est le prix des véhicules qui cause les ventes et non l'inverse. Nous remarquons cela au moment des remises appliquées par les concessionnaires ou au niveau des salons de l'automobile réalisés dans les différentes villes d'Algérie. La demande augmente puisqu'il y a des remises attractives qui font que les clients effectivement une acte d'achat. Il s'agit également de l'introduction de nouveaux modèles de véhicules familiaux avec un prix abordable qui pousse la classe moyenne à concrétiser la vente.

Il y a une relation de causalité unidirectionnelle entre le prix du pétrole et la vente de véhicules. Autrement dit, c'est le prix du pétrole qui cause les ventes et non l'inverse. Cette relation signifie que le pouvoir d'achat des ménages est relativement élevé, et leurs dépenses

³Granger C.W.J (1986), "Testing for Causality": A Personal View Point », Journal of Economics. Dynamics and Control, n°2, p.329-352

augmentent avec l'achat d'un véhicule. Une famille sur deux possède plus d'une voiture selon l'ONS.

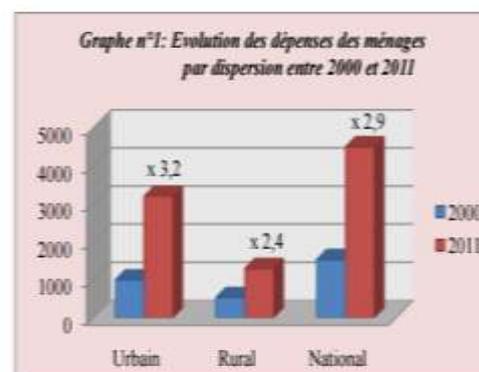
Tableau 2 : Causalité de GRANGER

Sample: 2000 2015

Lags: 2

| NullHypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|-------------------------------------|-----|-------------|--------|
| D(M0) does not Granger Cause D(PO) | 13 | 6.00357 | 0.0256 |
| D(PO) does not Granger Cause D(M0) | | 0.67504 | 0.5359 |
| D(SAL) does not Granger Cause D(PO) | 13 | 1.04319 | 0.3957 |
| D(PO) does not Granger Cause D(SAL) | | 6.13399 | 0.0243 |
| D(VT) does not Granger Cause D(PO) | 13 | 5.30877 | 0.0341 |
| D(PO) does not Granger Cause D(VT) | | 9.23913 | 0.0083 |
| D(SAL) does not Granger Cause D(M0) | 13 | 0.05260 | 0.9491 |
| D(M0) does not Granger Cause D(SAL) | | 9.78488 | 0.0071 |
| D(VT) does not Granger Cause D(M0) | 13 | 0.15568 | 0.8584 |
| D(M0) does not Granger Cause D(VT) | | 8.39856 | 0.0108 |
| D(VT) does not Granger Cause D(SAL) | 13 | 2.59479 | 0.1353 |
| D(SAL) does not Granger Cause D(VT) | | 0.01871 | 0.9815 |

Source : L'auteur a l'aide de Pairwise Granger Causality Tests

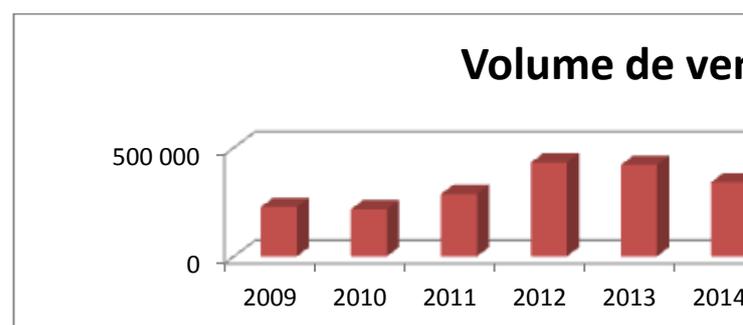


Annexe 01 : Structure des dépenses

Annexe 02 : Evolution des salaires des ménages

Il y a une relation de causalité unidirectionnelle entre le cours du baril de pétrole et le salaire. Autrement dit, c'est le prix du pétrole qui cause le salaire et non l'inverse provoquant ainsi une augmentation spectaculaire (un boom en 2012 et 2013). Les rappels de salaires reçus par les fonctionnaires ont eu un impact positif sur le volume des ventes réalisées par les concessionnaires.

Annexe 03 : Volume des ventes entre 2009 et 2015



Source : Faite par l'auteur

Pour étudier l'impact du prix du pétrole sur les ventes de véhicules, nous avons utilisé un modèle de régression simple.

Une grande partie de l'analyse économétrique appliquée débute par l'énoncé des éléments de base suivants : la vente de véhicules et le cours du baril du pétrole sont deux variables. L'objectif est d'expliquer les

ventes de véhicules en fonction du cours du baril de pétrole, ou encore d'étudier comment les ventes de véhicules varient en fonction du prix du pétrole. Nous avons estimé la relation entre les deux variables par la méthode MCO (méthode des moindres carrés ordinaire), selon la formule suivante :

$$Vt_t = A + B \cdot PO_t + u_t \text{ avec}$$

vt_t : Vente véhicule au temps t ;

A-B: Paramètres du modèle ;

po_t : Cours du baril de pétrole

u_t : Erreur de spécification

Le terme d'erreur u représente à la fois l'erreur de mesure et les variables omises. Ensuite, nous appliquons l'estimation du modèle avec le logiciel Eviews9.0. Nous avons obtenu les résultats suivants :

$$VT_t = -58678 + 3656.9PO_t + e_t$$

$$(.) = \text{Test de Student}(-1.02) \quad (3.55)$$

$$R^2 = 0.47 \quad F = 12.60$$

La question la plus difficile à traiter consiste à savoir si le modèle de l'équation proposé plus haut nous permet de tirer des conclusions valides. Peut-on alors conclure que la question du lien de causalité est résolue ? Après cette étude nous avons constaté une relation positive significative à un seuil de significativité à 5%. Cela nous montre que l'augmentation d'une seule unité sur le prix du pétrole va engendrer une augmentation de 3656.9 unités de vente de véhicules. Nous observons aussi que $R^2 = 0.47$. Cela explique que les prix du pétrole contribuent au volume avec une proportion de 47%. Nous pouvons vérifier que le résidu est bien stationnaire. Il existe donc un risque de cointégration entre les deux variables.

Tableau N°3

| LEVEL | ADF | PP |
|-------|--------|--------|
| e_t | -2.73* | -3.40* |

Nous procédons maintenant à l'estimation du MCO en calculant d'abord le résidu provenant du modèle précédent décalé d'une période, soit :

$$e_{t-1} = y_{t-1} - 0,55x_{t-1} - 10,38$$

Puis, nous estimons le modèle.

1-3 Estimation du modèle à correction d'erreur (ECM) : L'estimation du modèle à correction d'erreur explicite la relation stationnaire à long terme montrée par l'analyse de cointégration et fournit les élasticités croisées entre demande à moyen terme et à long terme. L'intérêt de ce modèle est d'exprimer, en introduisant les niveaux et les différences premières, la dynamique de moyen terme⁴ ainsi que la condition d'équilibre à long terme des séries de la demande.

Dependent Variable: D(VT)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2001 2015

Included observations: 15 afteradjustments

Tableau N°4

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C | 1341.209 | 22793.16 | 0.058843 | 0.9540 |
| D(PO) | 5059.360 | 2257.821 | 2.240815 | 0.0447 |
| EC(-1) | -1.018929 | 0.378578 | -2.691467 | 0.0196 |
| R-squared | 0.395108 | Meandependent var | | -881.4624 |
| Adjusted R-squared | 0.294293 | S.D. dependent var | | 104500.9 |
| S.E. of régression | 87787.45 | Akaike info criterion | | 25.78008 |
| Sumsquaredresid | 9.25E+10 | Schwarz criterion | | 25.92169 |
| Log likelihood | -190.3506 | Hannan-Quinn criter. | | 25.77857 |
| F-statistic | 3.919126 | Durbin-Watson stat | | 2.108234 |
| Prob(F-statistic) | 0.048985 | | | |

$$D(VT) = 1341.2 + 5059.36PO_t - 1.01e_{t-1} + Ut$$

Le coefficient (terme de rappel) de e_{t-1} est bien significativement négatif, la représentation à correction d'erreur est validée.

⁴En raison de l'utilisation des données annuelles

1-4 Etude économétrique de la relation entre le cours du baril du pétrole et le salaire durant la période (2000-2015) Pour étudier l'impact engendré par le cours du baril du pétrole sur le salaire, on va utiliser un modèle de régression simple et on estime la relation entre les deux variables par la méthode MCO, selon la formule suivante :

$$SAL_t = A + BPO_t + u_t \text{ Avec}$$

SAL_t : Salaire au temps t ;

A-B: Paramètres du modèle ;

PO_t : Cours du Baril du pétrole

u_t : Erreur de spécification

Et après l'estimation du modèle avec le logiciel Eviews9.0, nous avons obtenu les résultats suivants :

$$SAL_t = 3300065.4 + 11293.11POP_t + e_t$$

(.) = **Test de Student (2.94) (5.60)**

R²=0.39 F=31.41

D'après les résultats obtenus, on constate une relation positive significative à un seuil de significativité de 5%. Cela nous montre que l'augmentation d'une seule unité de prix du pétrole va provoquer une augmentation de 11293.11 unités sur le salaire. On observe également que $R^2 = 0.39$. Cela explique que les prix du pétrole contribuent dans le salaire avec une proportion de 39%. Nous pouvons vérifier que le résidu est bien stationnaire. Il existe donc un risque de cointégration entre les deux variables.

Null Hypothesis: ECC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

Tableau N° 5

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.624073 | 0.0128 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.740613 | |
| 5% level | -1.968430 | |
| 10% level | -1.604392 | |

Nous procédons maintenant à l'estimation du MCO en calculant d'abord le résidu provenant du modèle précédent décalé d'une période, soit $e_t = y_t - 3300065.4 - 11293.11$ Puis, nous estimons le.

1-5 Estimation du modèle à correction d'erreur (ECM) L'estimation du modèle à correction d'erreur explicite la relation stationnaire à long terme montrée par l'analyse de cointégration et fournit les élasticités croisées entre demande à moyen terme et à long terme. L'intérêt de ce modèle est d'exprimer, en introduisant les niveaux et les différences premières, la dynamique de moyen terme⁵ ainsi que la condition d'équilibre à long terme des séries de la demande.

Dependent Variable: D(SAL)

Method: Least Squares

Date: 01/07/17 Time: 18:51

Sample (adjusted): 2002 2015

Included observations: 14 afteradjustments

Tableau N°6

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | 39683.36 | 18205.91 | 2.179697 | 0.0519 |
| D(PO) | 1246.730 | 1464.831 | 0.851109 | 0.4129 |
| ECC(-2) | -0.271480 | 0.138799 | -1.955927 | 0.0763 |
| R-squared | 0.258860 | Meandependent var | | 47990.44 |
| Adjusted R-squared | 0.124107 | S.D. dependent var | | 70475.59 |
| S.E. of régression | 65957.52 | Akaike info criterion | | 25.21882 |
| Sumsquaredresid | 4.79E+10 | Schwarz criterion | | 25.35576 |
| Log likelihood | -173.5317 | Hannan-Quinn criter. | | 25.20614 |
| F-statistic | 1.920996 | Durbin-Watson stat | | 2.079323 |
| Prob(F-statistic) | 0.192510 | | | |

1-6. Etude économétrique de la relation entre les ventes et le prix de véhicules (2000-2015)

Pour étudier l'impact engendré par les ventes de véhicules sur leurs prix, nous utilisons un modèle de régression simple et estimer la relation entre les deux variables par la méthode MCO⁶, selon la formule suivante :

$$M0_t = A + BVT_t + u_t \text{ Avec}$$

⁵En raison de l'utilisation des données annuelles

⁶Jeffrey M. Wooldridge « Introduction à l'économétrie ». Ed ; de Boeck , Paris 2015

MO_t : Prix des véhicules au temps t ;

A-B: Paramètres du modèle ;

VT_t : Vente de véhicules

u_t : Erreur de spécification

Et après l'estimation du modèle avec le logiciel Eviews9.0 nous avons obtenu les résultats suivants :

$$MO_t = -788083.6 + 0.57VT_t + e_t$$

(.) = Test de Student(0.05) (0.73)

$R^2=0.05$ $F=0.73$. R^2 , le rapport de deux variables⁷, qui sont le MO (Prix de véhicules) avec le volume de vente VT , est positif ; la variable expliquée étant inférieure à la variable explicative. R^2 est inférieur à 1. Les résultats montrent une relation positive significative à un seuil de significativité de 5%.

2- Les tests de cointégration des indicateurs de demande : Les tests de causalités permettent de détecter les liens, en courte période, entre les fluctuations de variables différentes. Il faut les compléter par des tests de cointégration qui décèlent l'existence d'une relation stable à long terme entre les indicateurs de la demande. Cette méthode permet de tester l'existence de similitudes dans les mouvements communs des indicateurs de la demande sur les véhicules. Toutes ces analyses requièrent l'utilisation de séries stationnaires et le recours à une transformation différentielle de certaines séries chronologiques relatives à la demande. La notion de cointégration qu'Engle et Granger (1987)⁸ ont traitée formellement donne du sens aux régressions impliquant des variables. Cette méthode sert à tester la relation d'équilibre de long terme entre des séries non stationnaires. Si les séries sont stationnaires et la combinaison linéaire de deux séries est stationnaire, les deux séries seront cointégrées. L'interprétation de cette relation signifie que les deux variables présentent une tendance commune à long terme. Avec le test de Dicket-Fuller (DF) et de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), l'hypothèse peut être rejetée si l'estimation des MCO de r est significativement différente dans l'équation du MCO.

Tableau N° 7 : Corrélation

⁷Philippe CASIN « Économétrie, méthodes et applications avec Eviews ». Ed Technip, Paris, 2009, P,40 à 45

⁸« Introduction à l'économétrie », Jeffrey M. Wooldridge, Economiques, de boeck, Juin 2015. Paris, p864- p, 911

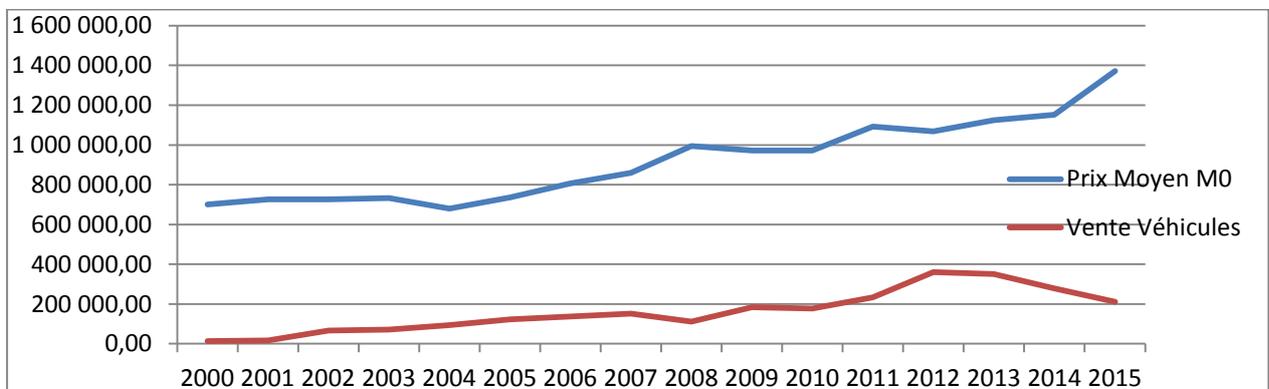
| Correlation | | |
|-------------|----------|----------|
| | PO | VT |
| PO | 1.000000 | 0.688373 |
| VT | 0.688373 | 1.000000 |

| Correlation | | |
|-------------|----------|----------|
| | M0 | VT |
| M0 | 1.000000 | 0.223643 |
| VT | 0.223643 | 1.000000 |

| Correlation | | |
|-------------|----------|----------|
| | PO | SAL |
| PO | 1.000000 | 0.831720 |
| SAL | 0.831720 | 1.000000 |

Les résultats des calculs de cointégration correspondent à ceux de l'étude des corrélations. Cependant, les résultats indiquent une tendance commune entre le cour du baril du pétrole et le revenu de la population.

Annexe N° 04 : Prix des véhicules M0 et Vente de véhicule



DependentVariable: D(VT)

Method: Least Squares

Date: 01/07/17 Time: 18:43

Sample (adjusted): 2001 2015

Includedobservations: 15 afteradjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 1341.209 | 22793.16 | 0.058843 | 0.9540 |
| D(PO) | 5059.360 | 2257.821 | 2.240815 | 0.0447 |



| EC(-1) | -1.018929 | 0.378578 | -2.691467 | 0.0196 |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|--------|
| R-squared | 0.395108 | Meandependent var | -881.4624 | |
| Adjusted R-squared | 0.294293 | S.D. dependent var | 104500.9 | |
| S.E. of régression | 87787.45 | Akaike info criterion | 25.78008 | |
| Sumsquaredresid | 9.25E+10 | Schwarz criterion | 25.92169 | |
| Log likelihood | -190.3506 | Hannan-Quinn criter. | 25.77857 | |
| F-statistic | 3.919126 | Durbin-Watson stat | 2.108234 | |
| Prob(F-statistic) | 0.048985 | | | |

Conclusion :

La progression qu'a connue le parc automobile depuis les années 2000 est une preuve du dynamisme de ce marché. En effet, le parc national de véhicules a connu, de 2000 à 2007, un accroissement substantiel se traduisant par l'entrée de un million de véhicules représentant un peu plus du tiers du parc existant en 2000. En 2008, un algérien sur 9 possède un véhicule, ce taux de motorisation place le pays du point de vue de la mobilité en première position en Afrique. Les raisons sont multiples. Comme le présente le début de cette section, avec une étude économétrique. Elle nous a permis de constater quels sont les éléments qui peuvent avoir une relation a court et long terme avec les méthodes : corrélation, la causalité et la



cointégration. Durant les années 2000 à 2014⁹, une augmentation des cours du baril du pétrole, augmentation des ventes de véhicules et du revenu des ménages algériens. Selon une enquête de l'ONS en 2013, une concentration excessive de la dépense de consommation en Algérie, cette hausse s'explique par la hausse salariale qu'a connu la fin des années 2000 de fortes augmentations d'année en année (7,4% en 2010 ; 9,1% en 2011 et 8,2% en 2012)¹⁰, du fait de la hausse du SNMG et des augmentations salariales qui ont touché principalement le secteur public.

Aussi, dans cette étude économétrique, nous avons intégrés le prix des véhicules qui a subis des augmentations durant cette même période, et cela n'a pas influencé sur la demande. Cette augmentation des prix a été causé aussi par l'évolution du taux de change dollar US/ Dinar.

Les résultats des tests de cointégration, montrent que les perspectives d'évolution de la demande à moyen-long terme reposent essentiellement sur l'action des mécanismes endogènes. D'après les résultats des calculs déjà effectués dans cette étude et selon les hypothèses de départ, les prix continueront à évoluer de manière cyclique.

⁹ Voir annexe 1

¹⁰ ONS http://www.ons.dz/IMG/pdf/Publication_finale_enq.salaires_2010_.pdf

Bibliographie :

- Behaghel L. « Lire l'économétrie », Editions La découverte, Paris 2006, p 10 à 15.
- CASIN P. « Économétrie, méthodes et applications avec Eviews ». Ed Technip, Paris, 2009, P,40 à 45
- Granger C.W.J (1986), "Testing for Causality": A Personal View Point », Journal of Economics. Dynamics and Control, n°2, p.329-352
- Jeffrey M. Wooldridge « Introduction à l'économétrie ». Ed ; de Boeck , Paris 2015
- MEBTOUL A. SARI C. ouvrage collectif sous le thème : L'intégration économique Magrébine : un destin obligé, p343. Edition Anwar EL MAARIFA2014
- ONS http://www.ons.dz/IMG/pdf/Publication_finale_enq.salaires_2010_.pdf
- Wooldridge J.M. Introduction à l'économétrie », , Economiques, de boeck, Juin 2015. Paris, p864- p, 911