

Modélisation du comportement du consommateur d'essence au Bénin

Vincent J.M. KIKI, Aristide MEDENON, Rodrigue Sèdjro C. DOSSOU-CADJA,

*Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management (ENEAM), Université d'Abomey-Calavi (UAC), E-mail: jmvincentkiki@yahoo.fr, medaristfr@yahoo.fr,
[; rdoscadj202@gmail.com](mailto:rdoscadj202@gmail.com)*

Résumé: Le marché pétrolier béninois fait l'objet depuis les années 1980 d'un parallélisme de distribution des produits pétroliers qui se traduit par la coexistence et le fonctionnement simultané d'un marché officiel incarné par les stations d'essence et d'un marché parallèle caractérisé par les étalages d'essence aux abords des rues. En fonction de certains calculs de coût d'opportunité, le consommateur s'adresse à l'un ou l'autre des deux marchés pour s'y approvisionner. Cette étude analyse, à partir de l'estimation d'un modèle à régime, le seuil du différentiel de prix (prix formel-prix informel) qui détermine les deux comportements opposés du consommateur d'essence. Les résultats montrent que le consommateur d'essence n'est fidèle à la consommation de l'essence de contrebande que lorsque le différentiel de prix dépasse le seuil de : "moins quinze francs CFA" ("*-15 francs CFA*") au sens strict.

Mots clés : *parallélisme de distribution des produits pétroliers – modèle à seuil – prix formel – seuil du différentiel de prix*

Classification JEL : *D12 ; K42 ; L11 ; C41 ; C15*

Modelling of petrol consumer behavior in Benin

Abstract : The Benin petroleum market is subject to parallel petroleum products distribution since the years 1980 area expressed by the coexistence and simultaneous functioning of an official market embodied by the oil stations and a parallel market embodied by oil stalls-place of sale round the corner. The petrol consumer according to some quick accounts of opportunity cost, apply to one or other of the two markets To stock up on. This paper analyzes from the estimation of a threshold model, the point of the differential price (formal price – informal price) which defines the two opposite's behaviors of petrol consumer. The results show that the petrol consumer is faithful to the consumption of the smuggling petrol when the differential price "*formal price - informal price*" exceeds the point of: "minus fifteen francs CFA" ("*-15 francs CFA*") in the strict sense.

Keywords: *parallel petroleum products distribution – threshold model – formal price – point of the differential price*

Classification JEL : *D12 ; K42 ; L11 ; C41 ; C15*

1. Introduction

L'analyse du paysage socio-économique du Bénin révèle à l'instar de beaucoup d'autres pays en Afrique, une prédominance de l'économie informelle en termes d'emploi et de création de revenus (Ale, 2011). Au Bénin, la volonté d'organiser le secteur informel afin qu'il contribue au Budget Général de l'Etat est manifeste et se traduit par des études et la mise en œuvre de programmes et politiques remarquables. Mais, force est de constater que le secteur informel, qui absorbe environ 95% des entreprises du pays, reste prédominant et occasionne d'importants manques à gagner pour l'Etat (CES, 2011). De 2006 à 2010, le secteur informel a contribué à hauteur de 67,7% en moyenne par an à la formation du PIB, mais il ne contribue que de 1% en moyenne par an aux recettes fiscales (CES, 2011).

En examinant la situation des relations commerciales du Bénin avec le reste du monde, les résultats d'une étude du LARES (1998) sur l'estimation des importations de produits nigériens au Bénin faisaient du Nigeria le premier partenaire commercial du pays au regard de l'importance des flux commerciaux officiels et informels en provenance de ce pays et du reste du monde.

L'un des principaux aboutissants des relations commerciales informelles entre le Nigeria et le Bénin est le trafic illicite des produits pétroliers. Selon le LARES (2005), ce sont les relations socio-culturelles très anciennes entre les deux pays qui ont favorisé la naissance de ce trafic.

Dès lors, le commerce de l'essence de contrebande est l'une des activités du secteur informel béninois les plus difficiles à appréhender, et ayant de lourds impacts sur l'économie nationale.

Cette activité retient de plus en plus l'attention au plus haut niveau des gouvernants qui jusqu'ici, sans succès, ont tenté de l'évacuer de la sphère économique. De nombreuses études dont les travaux du LARES en 2005 et en 2011, se sont intéressées à l'analyse de l'ampleur de cette activité.

Le présent article s'inscrit dans la problématique du secteur informel béninois du commerce de l'essence de contrebande dans le but d'apporter une valeur ajoutée aux efforts de recherches dans le domaine, surtout en ce qui concerne l'attitude du consommateur au regard des prix de l'essence d'un secteur à l'autre. A partir de quel différentiel de prix (prix à la station – prix de l'essence de contrebande), le consommateur d'essence décide-t-il d'abandonner l'essence de rue pour s'approvisionner à la station? Une bonne réponse à cette question aux moyens d'outils scientifiques est susceptible d'impulser une avancée dans la recherche des pistes de sortie de crise du marché pétrolier béninois. C'est là un aspect marquant l'intérêt et l'originalité de la présente recherche.

C'est à partir du modèle à seuil endogène de Hansen (2000), que sera identifié le seuil de basculement de l'informel vers le formel des consommateurs de carburant de contrebande.

La suite de l'article est organisée de la façon suivante. La deuxième section présente une synthèse des différents travaux sur le commerce parallèle de l'essence. Cette section fournit également, les fondements théoriques de l'approche par seuil du différentiel de prix entre les marchés officiel et parallèle du comportement du consommateur d'essence. Dans la troisième section, il est présenté les données et les variables de l'étude. La quatrième section présente la spécification du modèle d'analyse et la méthodologie d'estimation. Les résultats de l'estimation sont présentés et analysés dans la cinquième section et la sixième section discute les principales conclusions qui se dégagent de l'étude.

2. Le marché de contrebande de l'essence au Bénin

Il ressort des différentes études que le secteur informel du commerce de l'essence au Bénin est composé de plusieurs types d'acteurs. On peut citer les exportateurs nigériens, les importateurs béninois qui sont de hauts responsables de l'appareil politico administratif tant au Nigéria qu'au Bénin et positionnés tout au début de la chaîne de commercialisation. Il y'a aussi les grossistes (intermédiaires et détaillants), les semi-grossistes ; les détaillants ; et les intermédiaires ou agents d'approvisionnement (les automobilistes, les motards, les piroguiers) (LARES, 2005).

On note également que le secteur de l'essence informel au Bénin est pourvoyeur d'emploi pour les sans-emplois notamment les femmes et les enfants (LARES, 2005 ; ONG-Action Sociale, 2006 ; Ale, 2011). Aussi, certaines études révèlent-elles que le secteur informel a un **impact négatif** sur :

- **la fiscalité** : selon le LARES (2005), le manque à gagner pour l'Etat en matière fiscale est d'environ 20 milliards de FCFA chaque année en moyenne.
- **l'émergence du secteur informel** avec la forte concurrence qu'il fait aux compagnies pétrolières et ses prix¹ très bas qui attirent l'essentiel des clients et provoquent la mévente dans les rangs des essenceries officielles. (LARES, 2005 ; Adjin et Gbenou, 2009) ;

Le FMI (2012) montre que les prix proposés par le secteur informel de l'essence au Bénin sont en lien direct avec ceux en vigueur sur le marché officiel nigérien de l'essence, qui sont relativement bas à cause des subventions de l'Etat nigérien pour le pétrole. La subvention nigérienne favorise fortement les prix concurrentiels de l'essence de contrebande au Bénin. Cette situation donne aux importateurs frauduleux béninois, un avantage concurrentiel de prix sur le marché de l'essence au Bénin car, les entreprises formelles béninoises sont obligées de suivre la structure de « prix de vérité ».

¹ En effet, les prix de l'essence de contrebande sont généralement bas par rapport aux prix proposés par les stations-services.

4J.M. Kiki, A. Medenon et R.S.C. Dossou-cadja, : Consommation d'essence au Bénin Suite à la crise du marché de l'essence au Nigéria (baisse des subventions gouvernementales au prix de l'essence) en Janvier 2012, l'étude du Fond Monétaire International (FMI, 2012) a analysé l'impact de ce choc extérieur sur l'économie béninoise. Il en ressort principalement que le choc de janvier 2012 a entraîné au Bénin une hausse de l'ordre de 3 points de pourcentage du niveau général des prix et une perte de croissance économique estimée à 0,6 point la croissance de l'économie béninoise.

En définitive, toutes ces études se sont intéressées à divers aspects du secteur informel de l'essence au Bénin. Néanmoins, Il convient de souligner que la question de détermination du seuil de différentiel à partir duquel le consommateur d'essence préfère s'approvisionner dans le secteur formel reste non encore abordée jusque-là et constitue à n'en point douter une originalité pertinente de la présente recherche.

Ainsi, tenant compte du commerce de l'essence au Bénin, la question de détermination du différentiel de prix entre le formel et l'informel à partir duquel le consommateur préfère s'approvisionner dans le secteur formel, revient à la détermination de l'élasticité de la demande informelle d'essence par rapport à la différence de prix entre les secteurs formel et informel. Pour le LARES (2005, p76), *"le différentiel de prix entre le marché officiel et le marché parallèle de l'essence résulte des disparités de politiques économiques entre le Bénin et le Nigeria, et détermine les échanges informels d'hydrocarbures dans les deux pays"*. Entre août 2000 et septembre 2004, (exception faite de juillet 2003), le différentiel de prix au Bénin est compris entre 37 FCFA/L et 149 FCFA/L et a favorisé la croissance de la consommation de l'essence de contrebande sur la période, (LARES, 2005).

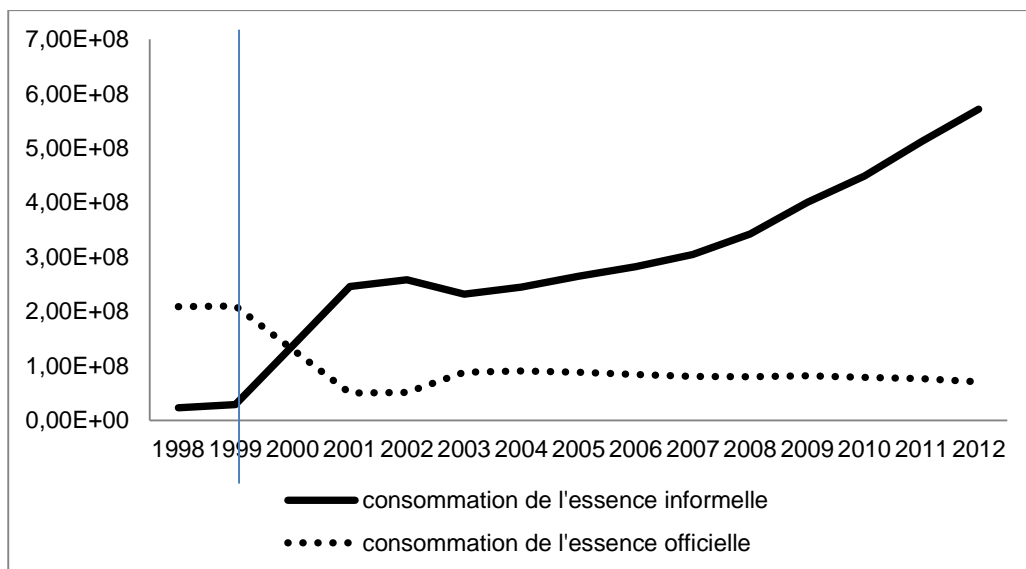
Cependant, la demande informelle d'essence représentée par la consommation informelle globale d'essence² n'est pas seulement fonction du différentiel de prix. En effet la couverture du pays en stations-service est aussi très déterminante (ONG-Action Sociale, 2006 ; LARES, 2005, 2011 ; Adjin et Gbenou, 2009 ; Ahlou et Durand, 2012). Cette couverture est très faible et est répartie inégalement sur le territoire national. En 2011, alors que les départements de l'Atlantique, du Borgou et du Littoral viennent en tête avec respectivement 51, 46 et 44 stations et mini stations-service fonctionnelles, les départements de l'Ouémé et du plateau ferment la marche avec respectivement 9 stations et 1 station, (LARES et SONACOP, 2011). Ces chiffres rapportés aux résultats du RGPH 4 donnent environ 4 stations pour 100000 habitants dans l'Atacora et dans le Borgou, 6 stations pour 100000 habitants à Cotonou et 1 seule station pour tous les 624000 habitants du Plateau. Toutes choses égales par ailleurs, ces chiffres traduisent le temps que doit être obligé de perdre globalement le consommateur d'essence s'il décide de s'approvisionner dans une station-service au cas où il y aurait une pression sur la demande d'essence dans les stations. Cette situation réduit la demande formelle puisqu'il y a toujours un étalage de produits pétroliers informels à « côté ».

Ces relations pertinentes entre demande informelle de carburant et différentiel de prix d'une part et, demande informelle de carburant et taux de couverture des stations-service d'autre part, permettent de soupçonner l'existence d'une relation non linéaire entre ces

² Cette consommation est estimée par le Lares (2005) de 1998 à 2004

différentes variables. En effet, on comprend que même si le différentiel de prix tourne en défaveur de l'essence de contrebande, le consommateur informel peut y être indifférent parce qu'il n'est pas prêt à perdre du temps dans une station-service. Ce faisant, il pourrait continuer à s'approvisionner dans le secteur informel où les achats se font rapidement. La figure 1 ci-dessous illustre la chose. Elle montre une forte corrélation négative entre les consommations officielle et informelle d'essence. Le coefficient de corrélation estimé est de -0,9. Ceci semble montrer une forte substituabilité entre l'essence vendu sur le marché officiel et celui vendu sur le marché informel.

Figure 1: Evolution des consommations informelle et formelle d'essence au Bénin de 1998 à 2012 laissant et présomption de régimes de consommations d'essence



Source : Auteurs à partir des données du LARES, de la DGCI, de la DGTT.

Pour traiter la question de l'élasticité de la demande informelle par rapport au différentiel de prix, l'option faite est de recourir à une modélisation non linéaire. Cela justifie notre choix pour les modèles à effet de seuil, qui sont une catégorie de modèle non linéaire adapté à ces questions.

3. Données et Variables de l'étude

Plusieurs sources de documents ont été consultées. Il s'agit des travaux du Laboratoire d'Analyse Régionale et d'Expertise Sociale (LARES), de l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE), de la Direction Générale des Affaires Economiques (DGAE), de la Direction Générale du Commerce Intérieur (DGCI), de la Direction Générale du Transport Terrestre (DGTT), de la Mairie de Cotonou, de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

6J.M. Kiki, A. Medenon et R.S.C. Dossou-cadja, : Consommation d'essence au Bénin
La recherche documentaire a été complétée par une étude des documents administratifs des compagnies pétrolières telles que : la SONACOP (Société Nationale de Commercialisation de Produits pétroliers au Bénin), ORYX et TOTAL.

La collecte de données a été complétée avec des entretiens avec des personnes ressources du LARES, de l'INSAE, de la DGTT, de la DGAE, du PNUD, de la DGCI, de la SONACOP, des compagnies pétrolières ORYX et TOTAL. D'autres entretiens ont eu lieu avec certains détaillants informels d'essence à Cotonou et à Porto-Novo, des gérants de station d'essence à Cotonou, et aussi quelques consommateurs d'essence.

De façon spécifique, les données de l'étude sont fortement inspirées des résultats des études du LARES de 2005 et de 2011³ autour de la question du marché informel de l'essence au Bénin. Les résultats des éditions de 1992, de 2002 et de 2013 du Recensement Général de la Population et de l'Habitat (RGPH2, 3 et 4) ont été aussi exploités.

Les données consacrées à l'analyse économétrique faite dans ce papier, initialement annuelles, couvrent la période de 1998 à 2012, ce qui fait 15 observations. Pour plus de pertinence du modèle économétrique, il a fallu procéder à une semestrialisation afin de disposer d'une trentaine d'observation. Cette semestrialisation a été réalisée à l'aide de l'algorithme de Goldstein et Kahn (1976)⁴. Quant aux données de stock, elles ont été semestrialisées par la méthode de glissement moyen semestriel entre deux années⁵. Ces différents traitements d'épuration des données sont bien entendu susceptibles d'introduire un biais dans les résultats. Cependant, toutes choses égales par ailleurs, les estimations ont une marge d'erreur acceptable pour la qualité de l'analyse faite dans cet article.

Les variables utilisées dans les estimations économétriques sont inspirées de la littérature. Elles concernent successivement :

La marge brute par type d'acteurs MB : C'est la valeur ajoutée brute en FCFA (ou revenu brut) agrégée des détaillants et semi-grossistes du commerce de l'essence de contrebande. Elle est déterminée par le LARES (2005). Cette variable donne une idée du pouvoir d'achat par type d'acteurs du commerce de l'essence de contrebande.

La consommation de l'essence Informelle (CONSEI) : C'est la quantité totale d'essence en litres desservie par le secteur informel au cours d'une année t. Cette variable a été obtenue par un traitement des estimations du LARES (2005) par rapport à la consommation globale d'essence, la consommation d'essence informelle, et la consommation officielle d'essence. Pour arriver à ses fins, le LARES (2005) a adopté une méthodologie qui s'appuie sur une démarche de type socioéconomique. Il s'agit notamment de l'exploitation de la documentation existante d'une part et sur un grand travail d'enquêtes de terrain d'autre part. Les enquêtes de terrain du LARES comportent

³ Pour 2011, le LARES était en coopération avec la SONACOP.

⁴Voir Annexe 1

⁵Voir Annexe 2.

deux volets : les discussions avec les différents acteurs de la filière et les observations de visu⁶, notamment dans les zones frontalières entre le Bénin et le Nigeria et certains principaux points de redistribution des produits pétroliers (grossistes, demi-grossistes et détaillants). Une actualisation de ces données a été faite par le LARES avec l'étude de 2011 réalisée en coopération avec la SONACOP. En effet, l'étude de 2011 s'inscrit dans la même logique méthodologique que celle de 2005 un peu comme pour actualiser les informations sorties en 2005. Ce faisant le vide de 2005 à 2010 n'a pas été totalement comblé par cette étude. Ce faisant, les données utilisées sont issues de la juxtaposition des études de 2005 et de 2011. Le vide de données de 2005 à 2010 ainsi que 2012 a été comblé par les différents entretiens et la recherche documentaire. Surtout à propos de l'estimation des consommations d'essence, les données du LARES (2005) pour la période de 2005 à 2012 ont été complétées.

La consommation de l'essence officielle (CONSEO) : C'est la quantité totale d'essence desservie par le secteur formel au cours d'une année t. Cette variable a été obtenue de la même façon que la variable CONSEI. Il est attendu que cette variable ait un effet négatif sur la consommation de l'essence de contrebande.

Le taux de couverture des stations-service (TCS) : Il renseigne sur la disponibilité de stations-service sur l'étendue du territoire national. Il est obtenu par le rapport entre le nombre de stations-service disponible à une année donnée sur l'effectif de la population⁷ la même année. Il est calculé pour 100.000 habitants et devrait agir négativement sur la consommation de l'essence de contrebande.

Le différentiel de prix (DIF) : Il s'agit du différentiel de prix entre le marché officiel et le marché informel de l'essence au Bénin (*DIF*), *utilisé comme variable de transition*. Pour réduire la variabilité de ce différentiel, il a été divisé par 100. La formule de calcul est la suivante :

$$DIF = (PRF - PI)/100 \quad (1)$$

où *PRF* est le prix de vérité formel et *PI* est le prix informel.

- Les effectifs des voitures en circulation (*VC*) et des véhicules deux-roues à moteur en circulation (*MC*). *Ces variables sont explicatives de la consommation d'essence dans le modèle.*
- L'effectif total des Acteurs (*Eft*) : C'est l'effectif agrégé des détaillants, des semi-grossistes et des grossistes dans le circuit de commercialisation de l'essence de contrebande au Bénin. Elle est estimée par le LARES (2005).

⁶Il s'agit en effet d'observations directs sur le terrain qui ont été possible grâce à un dispositif que le LARES a mis en place depuis plusieurs années pour appréhender les flux de marchandises entre le Bénin et le Nigeria, et a réalisé deux études en 1992 et en 1994, sur le commerce parallèle des hydrocarbures entre le Bénin et le Nigeria (Lares, 2005).

⁷ L'effectif de la population sur notre période d'étude (1998 à 2012) a été obtenu à l'INSAE à partir des RGPH2, 3 et 4. Une linéarisation des données de population de 1992, 2002 et 2013 a été faite avec DEMPROJ sous le logiciel Spectrum V.3.

8J.M. Kiki, A. Medenon et R.S.C. Dossou-cadja, : Consommation d'essence au Bénin
 Le tableau suivant présente les statistiques descriptives de l'ensemble des données de cette étude.

Tableau 1: Statistiques élémentaires sur les variables.

Variable	Nombre d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
DIF*100	30	76.55437	75.99066	-48.67	266.27
MC	30	334420	75645.6	251110	512698
VC	30	128471.1	53037.99	55720	241236
CONSEI	30	1.43e+08	7.67e+07	1.16e+07	2.86e+08
CONSEO	30	4.91e+07	2.39e+07	2.50e+07	1.05e+08
TCS	30	3.039853	1.488905	1.477124	6.551337
TCN	30	4.317527	1.053576	3.2025	6.76
Eft	30	33048.33	18283.44	2231	68590
MBDS	30	68.27333	40.59429	15	146

Source⁸ : Nos traitements dans Stata11 à partir des données du LARES, de la DGCI, de la DGTT, de l'INSAE, de la BCEAO et de la DGAE.

4. Modèle empirique et méthodologie d'estimation

Le modèle estimé se spécifie de la façon suivante :

$$LCONSEI_t = C + \alpha_1 LCONSEO_t + \alpha_2 TCS_t + \alpha_3 LVC_t + \alpha_4 LMC_t + \alpha_5 TCN_t + \alpha_6 LMBDS_t + \alpha_7 LEft_t + \alpha_8 (D_0 \times RDIF_t) + \varepsilon_t \text{ avec } (2) \quad D_0 = \begin{cases} 1 \text{ si } RDIF_t > \gamma \\ 0 \text{ si } RDIF_t \leq \gamma \end{cases}$$

La lettre L devant une variable traduit le logarithme népérien. *CONSEI* est la consommation de l'essence de contrebande, *CONSEO* est la consommation de l'essence sur le marché officiel, *TCS* est le taux de couverture des stations-service, *VC* et *MC* sont respectivement les effectifs de véhicules à deux roues (motos) et voitures en circulation. *TCN* est le taux de change de la monnaie nigériane par rapport au FCFA. La variable *MBDS*, représente la marge brute par litre d'un détaillant ou semi grossiste informel de l'essence (en francs CFA). *Eft* est l'effectif total des acteurs (détaillants et semi-grossistes). Le paramètre γ est le seuil éventuel du différentiel de prix (DIF), autour duquel le consommateur d'essence bascule du régime de consommation informelle vers celui des stations-service. Le terme d'erreur ε_t est un bruit blanc normal. La constante du modèle est C. La variable D_0 est une variable indicatrice (variable Dummy) associée au seuil γ pour indiquer les changements de régime de consommation (à l'image du modèle précurseur de Goldfeld et Quandt). Les paramètres des coefficients à estimer sont les $\alpha_i, i = 1, \dots, 8$. Ainsi, ces coefficients mesurent l'effet sur la consommation informelle

⁸ Les données utilisées sont une combinaison traitée de données de ces différentes sources (Conf. méthodologie)

d'essence, respectivement des variables explicatives selon que le différentiel de prix entre le formel et l'informel de l'essence au Bénin soit au-dessus ou en dessous du seuil déterminé.

L'équation (2) est une régression temporelle où les variables sont indexées par le temps. Elle indique deux régimes de la consommation informelle : un premier où les consommateurs d'essence s'approvisionnent beaucoup plus dans le secteur informel quelque soit le niveau du différentiel de prix (entre le marché officiel et le marché informel de l'essence au Bénin), et un deuxième où les consommateurs sont plutôt orientés beaucoup plus vers les stations d'essence à partir d'un différentiel de prix γ .

La méthode d'estimation repose sur la méthodologie développée par Hansen (2000). Il s'agit d'une méthode de balayage suivant laquelle, l'équation de référence (2) est estimée pour différentes valeurs du seuil. En premier lieu, on estime le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires, pour plusieurs valeurs du seuil, ensuite, il faut choisir la valeur qui minimise la somme des carrés des résidus. Cette valeur est testée statistiquement principalement avec deux tests : le test de non linéarité globale du modèle en la valeur seuil optimale et le test de significativité du seuil déterminé (présentés en annexes) ainsi que des tests usuels de validation d'un modèle économétrique.

5. Résultats

Les tests de stationnarité ont révélés que, à part les variables LMBDS et LTCN qui sont stationnaires à niveau et la variable LVC qui est intégrée d'ordre 2, toutes les autres variables du modèle sont intégrées d'ordre 1. Etant donné le nombre important de variables intégrées d'ordre 1, il a été réalisé le test de cointégration de Johansen (1991, 1995) sur les variables intégrées de même ordre. Ce test a révélé qu'il n'y a aucune relation de cointégration entre les différentes variables. De même, le test de Farrar et Glauber a montré qu'il n'y a pas de multicollinéarité entre les variables. Le modèle à dynamique globale linéaire estimé (modèle direct sans sectionnement de régimes, chacune des variables étant pris à leur ordre d'intégration) est invalidé par les tests.

Le tableau 2 d'estimation des seuils ci-dessous montre six valeurs des seuils pour lesquelles le coefficient du différentiel de prix est significatif⁹ dans le modèle non linéaire estimé. Il y a donc six candidats pour le seuil optimal. Il s'agit des valeurs seuils γ appartenant à l'ensemble A de certaines valeurs du 100^{ème} de la variable « différentiel de prix (DIF) »¹⁰. On a :

$A = \{-0,3333; -0,1500, -0,0333; 0,0773, 0,1208; 0,7133\}$. Par ailleurs, la somme des carrés résiduels minimale (0,449) est observée pour $\gamma = -0,1500$. De plus, on remarque que pour cette valeur du seuil, les différents critères d'information sur le

⁹ Significativité lue au seuil de 5%.

¹⁰ Il s'agit des valeurs de RDIF (différentiel de prix corrigé de sa variabilité).

10J.M. Kiki, A. Medenon et R.S.C. Dossou-cadja, : Consommation d'essence au Bénin modèle non linéaire estimé sont optimaux¹¹. On en déduit que le seuil optimal $\hat{\gamma}$ du différentiel de prix est atteint lorsque $\gamma = -0,1500$, soit $\hat{\gamma} = -0,1500$.

Le différentiel de prix autour duquel le consommateur a un comportement variable est donc de '-15 FCFA'. Autrement dit le seuil du différentiel de prix (DIF) est atteint lorsque le prix d'1 litre d'essence dans le secteur informel est supérieur au prix d'1 litre d'essence dans le stations-services (secteur formel) de 15 francs CFA. Le seuil optimal déterminé pour le différentiel de prix est donc de "-15FCFA ". Ce seuil est significatif et la dynamique du modèle global à seuil est bien non linéaire. Il correspond à l'observation du semestre1 de l'année 1999 du différentiel de prix.

Toutefois, en raison de la faible taille de notre échantillon, cette valeur seuil de '-15FCFA' du différentiel de prix doit être considérée « *ceteris paribus* ». Au seuil de 5% d'erreur, l'intervalle de confiance associé au seuil détecté $\hat{\gamma} = -15 FCFA$ est de :

$$IC1 (95\%) = [-42,2 FCFA ; 12,2 FCFA]$$

Cela signifie qu'au seuil de 5%, on peut toujours supposé que le seuil du différentiel de prix peut prendre au sens large toute valeur de l'intervalle *ICI*. Ainsi, le seuil de -15 FCFA estimé est statistiquement non différent de zéro. Cette situation est due à la faible taille de notre échantillon qui ne comprend que 30 observations. Ce pendant, d'un point de vue économique en général, et à plus forte raison dans un pays en développement comme le Bénin, -15 FCFA est bien loin de zéro et économiquement négatif. Cet intervalle de confiance *ICI* au seuil de 5% est donc biaisé d'un point de vue pratique, ce qui nous a amené à estimer les intervalles de confiance aux seuils d'erreur successifs de 10%, 15%, 20%, 25% et 30% plus adaptés (et acceptables) à la faible taille de notre échantillon. C'est l'intervalle de confiance au seuil de 30% d'erreur qui exclut la valeur zéro du seuil. Il est donc l'intervalle associé au seuil estimé de -15 FCFA pour le différentiel de prix, et on a :

$$IC2 (70\%) = [-29,42 FCFA ; -0,57 FCFA]$$

Tableau 2 : Récapitulatif des estimations récursives du modèle non linéaire pour les différentes valeurs seuil possibles.

Valeur du seuil (DIF)	SCR	R2	R2 aj.	AIC	SC	L	P-value ¹²
-0,33330	0,929	0,937	0,911	0,075	0,503	7,949	0,0195**
-0,15000	0,449	0,969	0,957	-0,651	-0,223	18,121	0,0000***
-0,03330	0,511	0,966	0,951	-0,523	-0,095	16,329	0,0000***
0,07730	0,637	0,957	0,939	-0,303	0,125	13,239	0,0004***
0,12080	0,843	0,943	0,919	-0,022	0,406	9,309	0,0071***

¹¹ En effet, pour cette valeur, les critères AIC et SC sont minimales et le R², le R² ajusté et le critère de vraisemblance "log likelihood" sont maximales.

¹² Il s'agit de la p-value du coefficient de la variable de seuil (Do*RDIF)

0,18010	1,056	0,929	0,899	0,203	0,632	6,152	0,0795*
0,35660	1,240	0,916	0,881	0,364	0,792	3,906	0,7456
0,37561	1,038	0,930	0,900	0,186	0,614	6,399	0,0651*
0,44410	1,203	0,919	0,885	0,333	0,761	4,336	0,4120
0,56420	1,246	0,916	0,880	0,369	0,797	3,839	0,8968
0,57130	1,247	0,916	0,880	0,369	0,797	3,832	0,9310
0,60420	1,128	0,924	0,892	0,269	0,697	5,234	0,1725
0,60750	1,085	0,927	0,896	0,229	0,658	5,781	0,1079
0,61830	1,241	0,916	0,881	0,364	0,793	3,897	0,7601
0,62230	1,232	0,917	0,882	0,357	0,786	3,996	0,6357
0,65500	1,165	0,921	0,888	0,301	0,729	4,783	0,2608
0,68980	1,247	0,916	0,880	0,369	0,797	3,830	0,9457
0,71330	0,845	0,943	0,919	-0,019	0,408	9,275	0,0073***
0,76700	1,100	0,926	0,894	0,244	0,672	5,582	0,1276
1,01690	1,240	0,916	0,881	0,364	0,792	3,905	0,7475
1,07440	1,244	0,916	0,881	0,367	0,795	3,858	0,8395
1,10750	1,234	0,917	0,882	0,358	0,787	3,981	0,6515
1,11780	1,246	0,916	0,881	0,368	0,797	3,842	0,8866
1,12620	1,215	0,918	0,883	0,343	0,771	4,197	0,4841
1,44180	1,139	0,923	0,891	0,279	0,707	5,096	0,1951
1,91760	1,232	0,917	0,882	0,357	0,785	4,003	0,6289
1,94050	1,207	0,918	0,884	0,337	0,765	4,286	0,4360
2,59680	1,244	0,916	0,881	0,367	0,795	3,864	0,8243

*** Significativité au seuil de 1 %

* Significativité au seuil de 10%

** Significativité au seuil de 5 %

L = Log likelihood

Source : Nos traitements dans le logiciel Eviews 5.0 à partir des données du LARES, de la DGCI, de la DGTT, de l'INSAE, de la BCEAO et de la DGAE

Tableau 3: Estimation du modèle à seuil pour les deux régimes

	Régime 1 DIF ≤ 15FCFA	Régime 2 DIF > 15FCFA
Constante	18,636*** (0,541)	18,789*** (0,422)
DIF(1)	-0,011 ^{ns} (0,251)	0,077*** (1,329)
LCONSEO(1)	-0,430*** (0,173)	-0,481*** (0,155)
LEFT(1)	0,371***	0,102 ^{ns}

	(0,137)	(0,109)
<i>LMC(1)</i>	-0,284 ^{ns}	0,306 ^{ns}
	(0,421)	(0,386)
<i>LVC(2)</i>	-0,175*	0,132*
	(0,095)	(0,071)
<i>LMBDS</i>	0,351***	0,286***
	(0,102)	(0,074)
<i>TCN</i>	-0,318***	-0,294***
	(0,102)	(0,068)
<i>TCS(1)</i>	-0,069 ^{ns}	-0,069 ^{ns}
	(0,049)	(0,046)
<i>LCONSEI_{t-1}</i>	0,568***	
	(0,149)	
R²	0,925	0,969
R² ajusté	0,886	0,957
Nombre d'observations	30	

*, ** et *** désignent respectivement la significativité du coefficient estimé aux seuils de 10%, 5% et 1%. ns traduit que le coefficient estimé est non significatif. Les chiffres entre parenthèses représentent les écarts-types estimés.

Source : *Estimations des auteurs*

Test de Breusch-Godfrey d'autocorrélation des erreurs du modèle du régime1

On note bien au regard du tableau A1 (annexe 6), la présence d'autocorrélation des erreurs car la probabilité de la F-statistic est inférieure à 5%.

Test d'autocorrélation d'ordre supérieur à 1 de Ljung-box sur les résidus du modèle du régime1

Le corrélogramme des erreurs (Annexe 6, Fig A1) montre que la probabilité de la Q-statistic de Ljung-Box est inférieure à 5% pour le 3ème retard (P=0,034). Pour tous les autres retards, cette probabilité reste supérieure à 5%. On accepte l'hypothèse nulle de nullité des coefficients du modèle du régime1. Les erreurs du modèle du régime 1 sont donc autocorrélées d'ordre supérieur à 1. Ainsi, il y a un biais d'estimation dans le modèle du régime 1, notamment un biais d'autocorrélation d'ordre supérieur à 1 des erreurs. Une itération du test de Breusch-Godfrey montre qu'à partir du 3ème retard, la probabilité de la F-statistic est supérieure à 5% (Prob=0,063817), et au 2ème retard, cette probabilité reste toujours inférieure à 5% (Prob= 0,032523). Il s'agit exactement donc d'une autocorrélation d'ordre 2 des erreurs du modèle du régime 1. Néanmoins, ces erreurs sont normaux et homoscédastiques.

Sur le modèle du régime au-dessus du seuil

La probabilité critique de la F-statistic de Breusch-Godfrey (Tableau A2, annexe 6) est supérieure à 5%. Nous acceptons donc l'hypothèse nulle de non autocorrélation des

erreurs du modèle estimé pour le régime 2. Les erreurs du modèle du régime 2 sont non autocorrélées. On conclut que les erreurs du modèle du régime 2 sont des bruits blancs gaussiens.

Par ailleurs, la probabilité critique de la F-statistic de Breusch-Godfrey (tableau A3, annexe 6) est supérieure à 5%. Nous acceptons donc l'hypothèse nulle de non autocorrélation des erreurs du modèle AR(1) pour le régime 1. Les erreurs du modèle AR(1) sont non autocorrélées. Le biais d'autocorrélation d'ordre 2 contenu dans le modèle MCO estimé à priori pour le régime 1 a été effectivement corrigé.

Les modèles des deux régimes sont globalement significatifs au seuil d'erreur de 1% ($Prob(F\text{-statistic de Fisher}) < 0,01$ dans les deux cas). Le 1^{er} régime (régime1) est celui où le différentiel de prix (prix formel-prix informel) est inférieur ou égal à "-15 FCFA" (régime en dessous du seuil). Dans ce régime, le prix du litre d'essence dans les stations d'essence (secteur formel) est inférieur au prix du litre d'essence dans le secteur informel **d'au moins entre 0,57 francs CFA et 29,42 francs CFA au sens large** (15 FCFA au sens strict).

Dans le 2^{ème} régime, Les R^2 et R^2 ajusté du modèle sont très proches de 1 (respectivement 0,97 et 0,96).

Ceci témoigne que le pouvoir explicatif des variables explicatives dans le régime 2 est très élevé. Les variables explicatives expliquent en général très bien la consommation informelle dans le régime 2 (au-dessus du seuil). L'effectif total des acteurs, l'effectif des motos en circulation et le taux de couverture des stations d'essence sont les seules variables non significatives dans ce régime. Les signes des coefficients estimés sont conformes aux signes attendus dans le régime 2.

Le coefficient de la valeur de la consommation informelle d'essence au semestre précédent est significatif au seuil de 1% ($p\text{-value} = 0,0014$) et positif. Aussi, remarque-t-on que toutes les autres variables explicatives sont significatives dans le modèle, sauf le différentiel de prix, les véhicules deux-roues à moteur (motos) en circulation et à la disponibilité des stations d'essence (TCS). Par ailleurs, les signes des coefficients estimés sont conformes aux signes attendus dans le régime 1.

Les deux évolutions distinctes de la consommation d'essence informelle détectée par le modèle à seuil sont délimitées, toutes choses égales par ailleurs, autour d'une valeur de **"-15 francs CFA"** pour le différentiel de prix entre les stations-service et le secteur informel de l'essence. Les deux processus distincts sont nommés respectivement « *consommateurs abonnés aux stations-services* » (régime 1) et « *consommateurs abonnés à l'essence de contrebande* » (régime 2).

La première phase de l'évolution de la série originelle détectée est synonyme d'un abonnement des consommateurs aux stations-services à cause du différentiel de prix significativement en faveur du secteur formel (le prix de l'essence officiel est moindre que celui de contrebande d'au moins entre 0,57 francs CFA et 29,42 FCFA au sens large.

14J.M. Kiki, A. Medenon et R.S.C. Dossou-cadja, : Consommation d'essence au Bénin
Tout le long de cette phase, la consommation de l'essence de contrebande est en nette infériorité par rapport à celle de l'essence officielle.

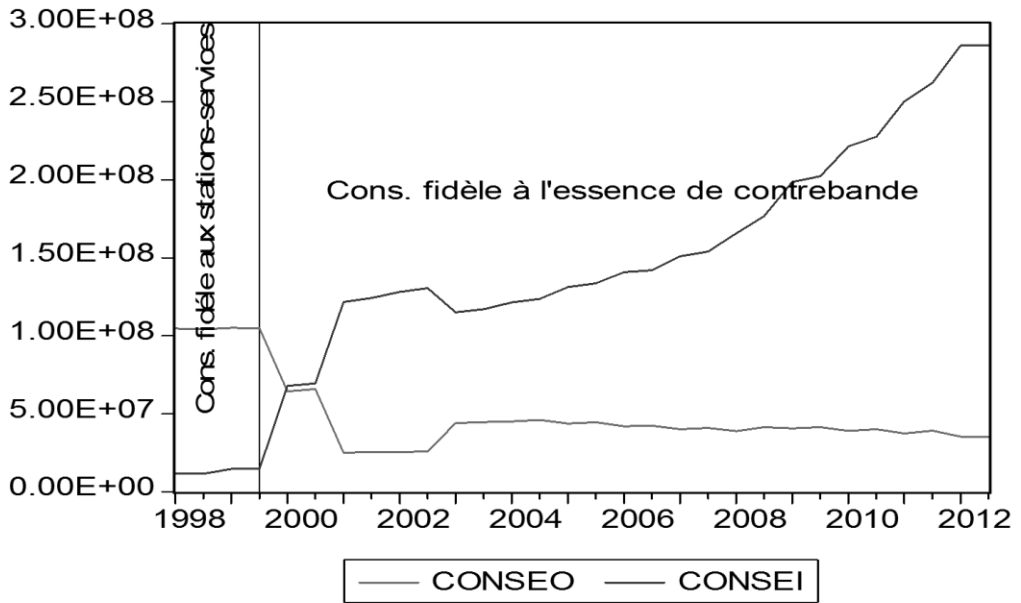
La deuxième phase quant à elle reflète une consommation de masse de l'essence de contrebande au détriment de celle du secteur formel. Cette phase est caractérisée par un différentiel de prix (prix formel-prix informel) qui excède la valeur de "-15 francs *CFA*" au sens stricte, et qui excède de la borne supérieure (-0,57) de l'intervalle *IC2* (70%) =[-29,42 *FCFA* ; -0,57 *FCFA*] au sens large.

La non significativité de la disponibilité des stations-service (TCS) dans les deux régimes révèle que cette variable semble ne pas déterminer significativement le comportement du consommateur d'essence. Même s'il y a peu de stations-service, et que le consommateur sent une marge significative sur le litre pour un achat dans le formel, il est toujours prêt, à parcourir la distance nécessaire à la recherche d'une station-service. Ceci signifie que le consommateur est toujours attiré vers les stations dès qu'il y a une marge suffisante qu'il y gagne en matière de prix. Il faut tout de même reconnaître qu'il faudrait quand-même qu'il puisse trouver la station où s'approvisionner, même si ce facteur ne déterminait pas son choix à priori. Dans l'autre cas où c'est le secteur informel qui lui procure la marge bénéfique de prix, sa décision de consommer uniquement l'essence de contrebande est prise indépendamment du nombre de stations existant. Ceci pourrait justifier dans une certaine mesure la non significativité de la disponibilité des stations-service étant entendu que les étalages d'essence prolifèrent çà et là dans presque tous les coins de rue du pays.

Quant à la non significativité de l'effectif des motos en circulation dans les deux régimes, elle paraît peut-être paradoxale. En effet, logiquement, la consommation d'essence devrait dépendre de l'effectif des motos en circulation. Une étude particulière à ce sujet pourrait permettre de mieux comprendre ce résultat. Toutefois, cela pourrait se justifier par le fait que la consommation d'essence informelle des motos est minime par rapport à celle des voitures. En effet, l'effectif des voitures l'emporte largement sur celle des motos.

La Figure 1 (section 2) pourrait être reprise plus de la façon suivante :

Figure 2: Deux régimes du comportement du consommateur d'essence déterminés par le seuil « -15francs CFA » du différentiel de prix (prix de vérité- prix informel)



Cons : Consommateur
 Source : Nos travaux

- **Régime 1:** « vers une consommation de masse de l'essence proposée par les stations-service » (1998 à semestre 1-1999)

Ce régime est caractérisé essentiellement par un prix du litre d'essence dans les stations d'essence inférieur à celui du secteur informel d'un minimum compris au sens large entre toutes les valeurs de **0,57 francs CFA à 29,42 francs CFA**. Le secteur formel, sur la période de nos données semestrielles inclut dans ce régime (1998 et Semestre 1 1999) détenait plus de 80% de la part du marché (Lares, 2005). Le différentiel de prix significativement en faveur du secteur formel est rendu possible par : soit une diminution des subventions au prix de l'essence au Nigéria (cas de Janvier 2012), soit une hausse du taux de change du Naïra par rapport au francs CFA, ou soit par les deux effets combinés.

Au fur et à mesure que le niveau d'infériorité du prix de l'essence du secteur formel par rapport au secteur informel augmente, de nouveaux consommateurs informels s'abonnent aux stations-service.

Dans cette situation, les nouveaux véhicules qui entrent en circulation s'orientent vers les stations-services. Ils stimulent donc une augmentation de la consommation de l'essence officielle au détriment de l'essence informelle.

16J.M. Kiki, A. Medenon et R.S.C. Dossou-cadja, : Consommation d'essence au Bénin
Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 10% de la consommation officielle d'essence entraîne une diminution de 4,3% de la consommation d'essence de contrebande¹³. Par ailleurs, une hausse de la consommation d'essence sur le marché informel de 10% se traduit par une hausse de la consommation de ce produit de 5,6% la période suivante. En fait, les commerçants informels dans ce régime effectuent des ajustements dans leurs stratégies de vente au regard des tendances du marché. Grâce aux effets combinés du taux de change du Naira (en dépréciation) par rapport au francs CFA et des subventions de l'Etat nigérian aux prix de l'essence, les commerçants informels d'essence au Bénin arrivent à conquérir une bonne partie de leurs clients. C'est pourquoi, toutes choses égales par ailleurs, toute diminution de 10% du taux de change du Naira entraîne une hausse de 3,18% des ventes informelles d'essence au Bénin. En effet, la baisse du taux de change du Naira par rapport au CFA s'interprète comme une diminution des prix à l'exportation des produits nigériens vers les pays ayant pour monnaie le franc "CFA" (comme le Bénin). Cette situation augmente donc le pouvoir d'importation (d'achat) des acteurs informels de l'essence de contrebande du Bénin (le Nigéria étant leur source d'approvisionnement). De plus, le prix de l'essence au Nigéria est subventionné. Cette subvention de l'essence au Nigéria est l'élément clé qui permet aux acteurs du secteur informel de maintenir une marge par rapport au secteur formel. Ainsi, une hausse de la marge des acteurs du secteur informel de 10% se traduit par une hausse de la consommation d'essence sur le marché de 3,51%. Cette situation se comprend bien puisque la hausse de la marge de ces acteurs est le reflet de conditions de marché à leur faveur par rapport au secteur formel.

Régime2 : « vers une consommation de masse de l'essence de contrebande » (semestre 2-1999 à fin 2012)

Dans ce régime, la grande majorité des consommateurs d'essence s'approvisionnent dans le secteur informel (positivité des coefficients des motos et voitures en circulation). Dans la pratique, au fur et à mesure que le différentiel de prix augmente en faveur du secteur informel, de nouveaux consommateurs s'abonnent à l'essence de contrebande (significativité positive du différentiel de prix). Selon les estimations du modèle, lorsque le différentiel de prix de l'essence entre les stations-service et le secteur informel dépasse le seuil de "-15francs CFA" au sens strict, une augmentation de 1 point de ce différentiel de prix stimule une hausse de 0,08% de la consommation de l'essence de contrebande.

Une augmentation de 10% respectivement du nombre de véhicules deux-roues à moteur et des voitures en circulation entraîne respectivement une hausse de 3,06% et 1,32% du niveau de la consommation d'essence de contrebande.

Toutefois, dans ce second régime, une variation du taux de change du Naira a un effet moindre sur la variation correspondante de la consommation informelle d'essence comparativement au régime1. Cela s'explique par le fait que dans le second régime, les consommateurs d'essence à fortiori sont dans l'informel. On note aussi que, dans le second régime, toute diminution de la consommation de l'essence officielle accélère plus

¹³ Ces chiffres sont issus de la conversion logarithmique de l'équation (1), la consommation officielle d'essence étant significative dans le modèle au seuil de 1%.

rapidement la consommation de l'essence de contrebande (comparativement au régime1). En effet, la baisse de 10% de la consommation officielle d'essence entraîne une hausse de 4,81% de l'essence de contrebande dans le second régime contre 4,3% dans le régime1.

Enfin, on note aussi que pour le second régime, les détaillants de l'essence de contrebande améliorent leurs marges brutes de 10%, pour une augmentation de 2,86% du niveau de leurs ventes par litre.

Limites de l'étude :

Cette étude présente quelques limites qu'il est important de souligner. La principale limite est liée à la nature et la taille faible (seulement 30 observations) de nos données temporelles concernant le commerce de l'essence de contrebande. En effet, ces données à priori annuelles (1998 à 2004 surtout), sont issues principalement des estimations du Laboratoire d'Analyse Régionale et d'Expertise Sociale (Lares, 2005, 2011). Même si, on admet incontestablement que les travaux du Lares sur le trafic pétrolier informel au Bénin sont les plus fiables et les plus incontournables, la méthodologie utilisée par ce laboratoire pour mesurer l'ampleur du trafic présente néanmoins quelques limites (comme le souligne d'ailleurs le LARES même dans la publication de 2011, P56). Ces limites reposent principalement sur la méthode d'estimation du Lares qui se base sur l'évolution du parc automobile / moto (généralement sous-estimée) et d'autres hypothèses issues d'enquête de terrains qui ont tendance à sous-estimer les consommations d'essence sur le territoire national (1L en moyenne par jour pour les motos, 6L en moyenne par jour pour les voitures, consommations des groupes électrogènes et autres appareils à moteur essence négligées, les véhicules roulent en moyenne 5 jour par semaines, 70% des motos sont des taxis motos qui consommant en moyenne 3L par jour, et toutes les autres variables sont déduites de ces estimations). De ce fait, malgré nos efforts d'utilisation soigneuse des outils statistiques et économétriques dans nos analyses, un certain biais dû à ce défaut de la méthodologie d'estimation du LARES persiste.

6. Conclusion

Les données utilisées dans cet article sont semestrielles et portent sur la période de 1998 à 2012. L'objectif de cette recherche est de mettre en évidence le seuil critique du différentiel de prix (prix d'essence officielle – prix d'essence de contrebande) autour duquel gravitent les deux régimes du comportement du consommateur d'essence. Estimé à **-15 FCFA** au sens strict, et autour de l'intervalle de confiance empiriquement acceptable au seuil de 30% de **[-29,42 FCFA; -0,57 FCFA]** au sens large, ce seuil révèle clairement qu'à prix égal dans les deux secteurs, le consommateur est tourné vers l'informel et ne s'en détourne que lorsque le prix est plus élevé dans l'informel d'au moins **15 FCFA**.

18J.M. Kiki, A. Medenon et R.S.C. Dossou-cadja, : Consommation d'essence au Bénin
Ce résultat est particulièrement édifiant en ce sens qu'il prouve qu'il est possible d'agir sur certaines variables déterministes des prix officiels de l'essence pour provoquer des comportements libres du consommateur et qui soient favorables à l'abandon progressif de ce commerce illicite par de nombreux acteurs de ce secteur (comme les subventions de l'Etat). Il faudrait donc pour l'instant penser une politique à la fois d'assainissement de ce commerce informel plutôt qu'une politique de lutte répressive forcée pour son éradication. Il ne serait non impertinent d'envisager une redynamisation des activités des stations-service à commencer par leur multiplication et une bonne répartition sur toute l'étendue du territoire national.

Références bibliographiques

- Adjin, P., et Gbénou, F.,(2009).** Concurrence entre les compagnies pétrolières et la rue : analyses et perspectives. Mémoire de fin de formation, FASEG/ UAC. 55p.
- Ale, A., (2011).** Economie Informelle et Emploi au Bénin : Cadre et Pratiques de l'Economie Informelle dans 03 secteurs d'activités à Cotonou. Coopération Union Européenne/ BIT. Programme Commerce et Emploi du BIT. 59p.
- Bourbonnais, R. (2006).** Logiciel Eviews. Université de Paris-Dauphine (janvier 2006). 25p.
- CAE, (2010).** Transport urbain moto au Bénin : analyse et politique. Rapport d'Enquête. Présidence de la République du Bénin. 62p.
- CES, (2011).** Le secteur informel au Bénin : problématique et perspectives de contribution à l'économie nationale. Rapport d'auto-saisine adopté par la Plénière en séance du 25 juillet 2011. 25p.
- Doutetien, H. (2012).** Commerce informel de l'essence frelatée : et si nous osions formaliser le « kpayo » ? *Hebdomadaire catholique, la Croix-Rouge du Bénin* (17 Août 2012)
- Durand, E., et Ahlou, W. (2012).** Analyse du marché informel du carburant à Cotonou : Structure Comportement Performance. Mémoire de fin de formation FASEG 2012. 78p.
- FMI, (2012).** Bénin : Impact des deux chocs extérieurs. 15p.
- Guironnet, J.-P. (2005).** Analyse cliométrique des cycles de croissance de l'éducation en France (1815-2003) : Vers un modèle à seuil autorégressif. Document de travail LAMETA (mai 2005). Version révisée (juillet 2005). 14p.
- Hansen, B. E. (2000).** Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, Vol. 68, No. 3 (May, 2000), pp. 575-603.
- LARES (1998).** Estimation des importations de produits nigériens au Bénin, LARES-MCAC, 1998, 95p.

- LARES (2005).** Le trafic illicite des produits pétroliers entre le Bénin et le Nigeria : vice ou vertu pour l'économie béninoise. Série des échanges régionaux. Septembre 2005. 137p.
- LARES, et SONACOP. (2011).** Etude du marché des produits pétroliers au Bénin, juillet 2011. 93p.
- Lecaillon, J., et Pondaven, C. (1988).** Analyse micro-économique, Nouv. éd. Rev. Et augm, Ed. Cujas, Paris, 1998. pp. 22-53
- ONG-AS (2006).** Commerce de l'essence frelatée : conséquences socio-économiques et stratégies de récupération des enfants et des jeunes dans la commune de Porto-Novo, rapport d'enquête (Mars 2006), 49 p.
- Saikkonen, P., et Luukkonen, R. (1988).** Lagrange Multiplier Tests for Testing Non Linearities in Time-Series Models. *Scandinavian Journal of Statistics*, 15. pp. 55-68.
- Tsay, R.S. (1989).** Testing and modelling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84 (405). pp 231-240.
- Uctum, R. (2007).** Econométrie des modèles à changement de régimes : un essai de synthèse. Article de la revue l'Actualité économique, vol. 83, n°4, 2007. pp. 447-482.
- Zokoian, J.-M. (1994).** Modèles autorégressifs à seuils multiples. *Annales d'Economie et de Statistique – N°36 - 1994.* pp. 24-44.

Annexes

Annexe 1: Méthode de trimestrialisation de données de Goldstein et Kahn (1976) et méthode du glissement moyen semestriel

- Méthode de trimestrialisation de données de Goldstein et Kahn (1976)

Considérons x_{t-1} , x_t , x_{t+1} trois observations annuelles successives de la variable X. si la fonction quadratique qui passe par ces trois points (cf. **THEOREME D'EUCLIDE**) est telle que :

$$\int_0^1 (a \cdot s^2 + b \cdot s + c) ds = x_{t-1} \quad (1)$$

$$\int_1^2 (a \cdot s^2 + b \cdot s + c) ds = x_t \quad (2)$$

20J.M. Kiki, A. Medenon et R.S.C. Dossou-cadja, : Consommation d'essence au Bénin

$$\int_2^3 (a \cdot s^2 + b \cdot s + c) ds = x_{t+1} \quad (3)$$

Alors, on peut déterminer les paramètres a, b et c, en calculant d'abord les intégrales de (1) à (3), puis en résolvant le système d'équation suivant :

$$\begin{cases} \frac{1}{3}a + \frac{1}{2}b + c = x_{t-1} \\ \frac{7}{3}a + \frac{3}{2}b + c = x_t \\ \frac{19}{3}a + \frac{5}{2}b + c = x_{t+1} \end{cases} \quad (4)$$

La résolution de ce système conduit au résultat suivant :

$$\begin{cases} a = \frac{1}{2}x_{t-1} - x_t + \frac{1}{2}x_{t+1} \\ b = -2x_{t-1} + 3x_t - x_{t+1} \\ c = \frac{11}{6}x_{t-1} - \frac{7}{6}x_t + \frac{1}{3}x_{t+1} \end{cases} \quad (5)$$

A partir des valeurs des paramètres de la fonction quadratique ainsi obtenue, les quatre observations trimestrielles de l'année t peuvent être calculées en utilisant les formules d'interpolation suivantes :

$$x_t^1 = \int_1^{1,25} (a \cdot s^2 + b \cdot s + c) ds \quad (6)$$

$$x_t^2 = \int_{1,25}^{1,50} (a \cdot s^2 + b \cdot s + c) ds \quad (7)$$

$$x_t^3 = \int_{1,50}^{1,75} (a \cdot s^2 + b \cdot s + c) ds \quad (8)$$

$$x_t^4 = \int_{1,75}^2 (a \cdot s^2 + b \cdot s + c) ds \quad (9)$$

Les calculs algébriques effectués sur les expressions (6) à (9) ci-dessus dans lesquelles l'on aurait au préalable remplacé les paramètres a, b et c par leur expression de (5), conduisent enfin aux données d'interpolation trimestrielles suivantes :

$$x_t^1 = 0.05468x_{t-1} + 0.23438x_t - 0.039067x_{t+1} \quad (10)$$

$$x_t^2 = 0.00781x_{t-1} + 0.26563x_t - 0.02344x_{t+1} \quad (11)$$

$$x_t^3 = -0.02344x_{t-1} + 0.26562x_t + 0.00781x_{t+1} \quad (12)$$

$$x_t^4 = -0.03910x_{t-1} + 0.23437x_t + 0.05469x_{t+1} \quad (13)$$

La série trimestrielle obtenue peut être ramenée à une série annuelle par sommation des observations des quatre trimestres de chaque année. En effet, d'après **la relation de Chasles**, l'on a :

$x_t^1 + x_t^2 + x_t^3 + x_t^4 = \int_1^2 (as^2 + bs + c)ds = x_t$. Il reste à préciser que ce procédé ne s'applique qu'aux flux et pas aux stocks.

- Méthode du glissement moyen semestriel

Considérons x_{t-1} , x_t , deux observations annuelles successives de la variable X. si la variable X exprime un stock, et que ses observations des deux semestres sont inconnues, on les détermine de la façon suivante. La valeur X_t de x en t représente la valeur de X au deuxième semestre de l'année t. la valeur de X_t au 1^{er} semestre de l'année t, se calcule de la manière suivante : $((X_t - X_{t-1})/2) + X_{t-1}$ où $(X_t - X_{t-1})/2$ représente l'évolution de X en glissement moyen semestriel entre $t-1$ et t. Cette statistique est très utilisée pour les estimations en statistique de transport.

Annexe 2 : Matrice de corrélations entre les variables

	RDIF	LCONSEI	LCONSEO	LEFT	LMC	LVC	MBDS	TCN	TCS
RDIF	1,00								
LCONSEI	0,64	1,00							
LCONSEO	-0,52	-0,85	1,00						
LEFT	0,64	0,99	-0,84	1,00					
LMC	0,57	0,76	-0,44	0,77	1,00				
LVC	0,63	0,88	-0,60	0,89	0,97	1,00			
MBDS	0,68	0,65	-0,33	0,64	0,71	0,73	1,00		
TCN	-0,58	-0,91	0,70	-0,93	-0,77	-0,88	-0,60	1,00	
TCS	-0,48	-0,83	0,93	-0,84	-0,40	-0,57	-0,32	0,77	1,00

Source : Nos traitements dans Eviews 5.0 à partir des données du LARES, de la DGCI, de la DGTT, de l'INSAE, de la BCEAO et de la DGAE.

Annexe3 : Test de multicollinéarité

• **Test de Farrar and Glauber**

Le test de Farrar and Glauber est le test le plus souvent utilisé pour détecter la multicollinéarité entre les variables d'une régression linéaire. L'hypothèse nulle est "la non multicollinéarité entre les variables". Pour l'effectuer sous le logiciel Eviews 5.0 est, on crée la matrice carrée de corrélation entre les variables explicatives (*nommée "corr"*). Ensuite, on exécute le programme suivant¹⁴ :

Encadré A1 : Programme du test de multicollinéarité de Farrar and Glauber sous Eviews 5.0

¹⁴ L'estimation linéaire étant préalablement faite.

```

scalar dt = @det(corr)
scalar chie = -(@regobs-1-(2*@ncoef+5)/6)*log(dt)
scalar ndf = 0.5*@ncoef*(@ncoef-1)
if @chisq(chie,ndf) < 0.05 then scalar test2 = 0
else scalar test2 = 1
endif
    
```

Source : Bourbonnais (2006).

On rejette l'hypothèse nulle de "non multicolinéarité entre les variables" lorsque le résultat du test est : "scalar test = 1", et on l'accepte si "scalar test = 0".

Annexe 4 : Aperçu théorique sur les modèles à seuil

Le modèle servant de base théorique à l'analyse faite dans ce papier est le modèle à seuil de Hansen (2000). Le modèle à seuil de Hansen (2000) est un prolongement du modèle précurseur des modèles à seuil de Goldfeld et Quandt (1972, cité par Uctum, 2007). Le modèle précurseur des modèles à seuil de Goldfeld et Quandt (1972, 1973, cité par Uctum, 2007) et le modèle à seuil de Hansen (200) s'écrivent comme suite :

$$y_t = \beta_{it}x_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{si} \quad \alpha_{i-1} < s_t < \alpha_i, \quad i = 1, \dots, k \quad (3)$$

où y_t la variable endogène, x_{it} les variables exogènes, β_{it} les coefficients à estimer, s_t est une variable de seuil et les α_i sont des seuils inconnus tels que $\alpha_0 < \alpha_1 < \dots < \alpha_k$ (on pose par convention $\alpha_0 = -\infty$ et $\alpha_k = +\infty$). Les ε_{it} sont des bruits blancs normaux. Dans le cas le plus simple s_t est une variable identifiable exogène inclut dans les x_{it} , mais elle peut aussi prendre la forme d'une somme pondérée des variables exogènes x_{it} où les pondérations sont des paramètres inconnus à estimer. Pour estimer ce modèle, les auteurs proposent de conditionner chaque régime i à un positionnement spécifique de s_t par rapport à l'ensemble des seuils ordonnés $\alpha_j (j=1, \dots, k-1)$. A chacun des seuils est alors associée une fonction binaire $d_j(s_t)$ prenant la valeur zéro si $s_t \leq \alpha_j$ et 1 sinon. Dans le cas primaire d'un unique seuil α , et où la variable de seuil s_t est l'une des variables exogènes, le modèle à estimer de Hansen (2000) s'écrit :

$$y_t = \beta_{it}x_{it} + \delta_n d_j(s_t) + \varepsilon_{it} \quad \text{avec} \quad d_j(s_t) = \begin{cases} 1 & \text{si } s_t > \alpha \\ 0 & \text{si } s_t \leq \alpha \end{cases} \quad (4)$$

δ_n étant le coefficient à estimer de la variable de seuil s_t .

Par ailleurs, d'autres types de modèles à seuil sont à distinguer :

- les modèles autorégressifs à transition brutale ou modèles TAR (threshold autoregressive) introduits par Tong et Lim (1980, cité par Guironnet, 2005) ;

- les modèles SETAR15 (« self-exciting threshold autoregressive ») qui sont le prolongement des modèles TAR ;
- les modèles à transition douce ou modèles STAR («smooth transition autoregressive ») proposés par Chang et Tong (1986, cité par Uctum, 2007).

L'ensemble de ces modèles remet en cause la non stationnarité d'un processus établi dans un cadre linéaire. Par exemple, un processus peut suivre une marche aléatoire dans une zone centrale mais à contrario un comportement stable dans les zones extrêmes (Guironnet, 2005). Ainsi il est considéré dans le cadre des modèles à seuil, qu'une relation peut être non linéaire sur la période globale mais linéaire par sous période (considérées comme les régimes qui sont déterminés par une variable de transition).

Les modèles TAR et SETAR supposent un passage brutal d'un régime à un autre c'est-à-dire que les individus n'ont pas eu le temps de se préparer à l'entrée dans le nouveau régime, tandis que les modèles dépend des valeurs passées de la variable endogène (variable à expliquer) et les seuils sont déterminés de manière heuristique (Uctum, 2007). Ils sont une catégorie des modèles à seuil déterministe. Ces modèles ne sont donc pas adaptés à la présente étude car ici, la variable à seuil est connue et est exogène, il s'agit bien évidemment du différentiel de prix entre le formel et l'informel de l'essence au Bénin. C'est ce qui justifie ici, le choix du modèle de Hansen (2000). STAR16 supposent un passage souple d'un régime à un autre (entrée progressive et douce dans chaque nouveau régime), (Guironnet, 2005). Dans ces modèles (TAR, SETAR et STAR), la variable de seuil (ou de transition entre les régimes).

Annexe 5 : Les principaux tests statistiques

- *Test de la non linéarité globale du modèle en la valeur seuil optimale*

Après la détermination du seuil optimal et l'estimation du modèle à seuil (estimations des différents régimes), on teste sa "non linéarité" pour s'assurer qu'en la valeur seuil, la relation globale entre la variable endogène et les variables exogènes est effectivement non linéaire . On distingue deux grandes approches de test de spécification de la "non linéarité" dans le cas des modèles à seuil, (Zokoian, 1994). La première approche vise à tester la linéarité sans spécification précise de l'alternative. La deuxième approche concerne les tests de non linéarité développé par Tsay (1989) dans le cas des modèles autorégressifs à un seuil, et le test de linéarité de Saikkonen et Luukkonen (1988) fondé sur une statistique du multiplicateur de Lagrange. L'hypothèse nulle H_0 de ces deux tests est "la linéarité".

Dans le cas du test de non linéarité de Tsay (1989), la statistique du test est :

$$Q(m) = \frac{(\sum \hat{e}_t^2 - \sum \hat{e}_t^2)/(p+1)}{\sum \hat{e}_t^2 / (N-b-2p-1)} \quad (5)$$

¹⁵ On note aussi une transition brutale pour le passage d'un régime à un autre.

24J.M. Kiki, A. Medenon et R.S.C. Dossou-cadja, : Consommation d'essence au Bénin où b est le nombre d'observations utilisé pour initialiser les estimations récursives, N le nombre total d'observations. Les $\hat{\varepsilon}_1^2$ sont les résidus standardisés du modèle du régime des m premières observations (les observations étant ordonnées), et $\hat{\varepsilon}_1^2$ les résidus standardisés du modèle donné par la régression des perturbations du modèle du régime des m premières observations sur la variable dépendante. Sous l'hypothèse nulle de la linéarité, la statistique $Q(m)$ suit un Fisher à $(m+1)$ et $(N-b-2p-1)$ degrés de liberté. Suivant Tsay, on peut retenir $b=(N/10)+p$ (Guironnet, 2005). On rejette H_0 si la valeur calculée de $Q(m)$ est inférieure à la valeur lue dans la table de Fisher.

Quant au test de linéarité de Saikkonen et Luukkonen (1988), (Zokoian, 1994) propose à partir de la statistique des auteurs (autour du multiplicateur de Lagrange), trois statistiques de test fondé sur la vraisemblance, asymptotiquement équivalentes sous H_0 . Ces statistiques sont les suivantes :

- (i) $\xi_{ML} = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} [\sum_{t=1}^T X_{t-1}^- \varepsilon_t]^2 [\sum_{t=1}^T X_{t-1}^2] [(\sum_{t=1}^T X_{t-1}^-) (\sum_{t=1}^T X_{t-1}^+)]^{-1}$
- (ii) $\xi_{LM}^* = T \frac{v'Z(Z'Z)^{-1}Z'v}{v'v} = TR^2$ où R^2 est le coefficient de détermination dans la régression de v sur Z .
- (iii) $\tilde{\xi}_{ML} = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} [\sum_{t=2}^T X_{t-2}^- \varepsilon_t]^2 [\sum_{t=2}^T X_{t-1}^2] [(\sum_{t=2}^T X_{t-1}^2) - (\sum_{t=2}^T X_{t-1}^- X_{t-2}^-)^2]^{-1}$

$X_T = (X_0, \dots, X_T)$ est le vecteur des observations, $v' = (\varepsilon_t, \dots, \varepsilon_T)$ est le vecteur des résidus correspondant à l'estimation des paramètres θ de la Log-vraisemblance de X_T et $Z' = \begin{bmatrix} x_0^+ & \dots & x_{T-1}^+ \\ x_0^- & \dots & x_{T-1}^- \end{bmatrix}$ est le vecteur qui met en évidence le régime de chacune des T premières observations. Ces trois statistiques suivent chacun un χ^2 à un degré de liberté. Au seuil d'erreur α , la région critique correspondant au test est $W_T = \{\xi_{ML} \geq \chi_{1-\alpha(1)}^2\}$.

- **Test de significativité du seuil déterminé**

De façon pratique, la significativité du seuil de la variable de transition définissant les régimes est directement liée avec la significativité du coefficient estimé de cette variable dans l'un au moins des régimes linéaires du modèle global non linéaire. Ainsi, la valeur seuil est d'autant plus significative que le niveau de confiance de l'acceptation de l'hypothèse de significativité du coefficient estimé de la variable de seuil est élevé. L'hypothèse nulle de « non significativité » de la valeur seuil est acceptée lorsque la p -value du coefficient estimé de la variable de transition est supérieure au risque d'erreur retenu.

Annexe 6 : Quelques résultats des traitements

Tableau A1: Résultat du test de Breusch-Godfrey d'autocorrélation des erreurs du modèle du régime 1 (non AR(1) à priori estimé)

F-statistic	4,219073	Probability	0,032523
Log likelihood ratio	9,287945	Probability	0,009619

Source : Nos traitements dans (à partir du) le logiciel EvIEWS 5.0 à partir des données du LARES, de la DGCI, de la DGTT, de l'INSAE, de la BCEAO et de la DGAE

Tableau A2: Résultat du test de Breush-Gofrey d'autocorrélation des résidus du modèle du régime 2

F-statistic	1,452417	Probability	0,261618
Log likelihood ratio	4,086211	Probability	0,129626

Source : Nos traitements dans (à partir du) le logiciel EvIEWS 5.0 à partir des données du LARES, de la DGCI, de la DGTT, de l'INSAE, de la BCEAO et de la DGAE

Tableau A3: Résultat du test de Breusch-Godfrey d'autocorrélation des erreurs du modèle AR(1)

F-statistic	1,890091	Probability	0,185326
Log likelihood ratio	5,434713	Probability	0,066049

Source : Nos traitements dans (à partir du) le logiciel Eviews 5.0 à partir des données du LARES, de la DGCI, de la DGTT, de l'INSAE, de la BCEAO et de la DGAE

Figure A1 : Corrélogramme des résidus du modèle estimé pour le régime 1

Date: 11/20/13 Time: 09:11
 Sample: 1999S1 2012S2
 Included observations: 28

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.152	0.152	0.7145	0.398
		2	-0.328	-0.359	4.1892	0.123
		3	-0.365	-0.285	8.6533	0.034
		4	-0.052	-0.089	8.7491	0.068
		5	0.148	-0.056	9.5527	0.089
		6	0.146	-0.011	10.372	0.110
		7	-0.120	-0.186	10.947	0.141
		8	-0.064	0.027	11.121	0.195
		9	0.133	0.127	11.908	0.219
		10	0.115	0.021	12.522	0.252
		11	-0.190	-0.196	14.301	0.217
		12	-0.151	-0.002	15.506	0.215

Source : Nos traitements dans (à partir du) le logiciel Eviews 5.0 à partir des données du LARES, de la DGCI, de la DGTT, de l'INSAE, de la BCEAO et de la DGAE