

السياسة المالية و لعنة الموارد النفطية في الجزائر
(دراسة قياسية 2000-2019)

Fiscal Policy and oil resource curse in Algeria
Econometric study 2000-2019

أسماء فريحة^{1*}، أ.د. هشام بوريش²

¹ جامعة عنابة، الجزائر friha.asmaa@gmail.com

² جامعة عنابة، الجزائر mechrihasna@univ-setif.dz

تاريخ التسليم: 2020/05/08، تاريخ المراجعة: 2020/08/18، تاريخ القبول: 2020/12/12

Abstract

This study aims to measure the impact of the oil resources curse on the fiscal policy in Algeria during the period 2000-2019, using the Bornhorst & Al 2008 model, with conducting the necessary standard treatments for time series which allow the measurement of elasticities and track the reaction of variables in light of shocks.

The study concluded that the increase in oil revenues reduces the revenues of domestic taxation, and that there is an inverse long-term relationship between the two variables, which indicates that the Algerian economy suffers from the resource curse. We find the interpretation of this results in the weakness of institutional factors, which was enhanced by the abundance of rent, which affected the domestic tax effort.

KeyWords : Fiscal Policy, Resource curse, Oil Revenues, Domestic taxation, Institutions

ملخص

تهدف هذه الدراسة إلى قياس مدى تأثير السياسة المالية بلعنة الموارد النفطية في الجزائر خلال الفترة 2000-2019 ، و ذلك باستخدام نموذج Bornhorst & al 2008 ، مع إجراء المعالجات القياسية الضرورية للسلاسل الزمنية و التي تسمح بقياس المرونات و تتبع رد فعل المتغيرات في ظل الصدمات.

توصلت الدراسة إلى أن ارتفاع الإيرادات النفطية يخفض من إيرادات الجباية المحلية، كما أن هناك علاقة عكسية طويلة الأجل بين المتغيرين مما يشير إلى أن الاقتصاد الجزائري يعاني من لعنة الموارد و ذلك من منظور مالي. هذه النتيجة تجد تفسيرها في ضعف العوامل المؤسسية و الذي تعزز بوفرة الربح، مما أضر بالجهد التحصيلي للضرائب المحلية.

الكلمات المفتاحية: سياسة مالية، لعنة الموارد، الإيرادات النفطية، ضرائب محلية، المؤسسات

*المؤلف المراسل

1. مقدمة

قبل أواخر 1980 كان يعتقد ان وفرة الموارد الطبيعية تساهم بشكل ايجابي في التنمية الاقتصادية، وقد اعتبر العالم الجغرافي Norton Ginsburg في الخمسينات من القرن العشرين ان امتلاك هبة الموارد الطبيعية بشكل كبير ومتنوع يعد بمثابة ميزة كبيرة لأي بلد، تسمح له بأن ينطلق في فترة من النمو الاقتصادي السريع. إلا أن عددا من الاقتصاديين الراديكاليين أمثال Singer 1950، Prebish 1950 تحدو هذه الآراء بحجة أن هيكل الاقتصاد و الطبيعة المتقلبة للسوق العالمي للموارد الطبيعية يضع الدول النامية التي تعتمد على صادرات الموارد الطبيعية في وضع غير مؤات، لكن وجهة نظرهم هذه كانت وجهة نظر الأقلية، و بصفة عامة كانت الموارد المتأتية من الموارد الطبيعية تعتبر فرصة سانحة لتحقيق الإقلاص الاقتصادي. منذ أواخر الثمانينات ظهر أدب علمي كبير تحدى هذه الفكرة السائدة، و بدلا من اعتبار وفرة الموارد الطبيعية نعمة، اعتبر أنها ترفع من احتمالية أن تواجه البلدان تجارب سلبية على المستويات الاقتصادية، الاجتماعية و السياسية، بما في ذلك الأداء الاقتصادي الضعيف، تراجع مستويات الديمقراطية و حتى الحرب الأهلية.

في ظل هذا الجدل عملت العديد من الدراسات التجريبية على محاولة تشخيص وقياس احتمالية إصابة الاقتصاديات بلعنة الموارد. في هذا السياق تم الأخذ بالعديد من المؤشرات مثل: نسبة صادرات الموارد من اجمالي الصادرات، نصيب الفرد من الريع، نسبة رأس المال الطبيعي من إجمالي ثروة البلد.... الخ، إلا أن القليل من الدراسات التي اهتمت بلعنة الموارد من منظور السياسة المالية. في هذا الصدد نجد دراسة Bornhost & al 2008 التي اختبرت العلاقة بالنسبة لمجموعة من الدول التي تعتمد على تصدير الموارد الطبيعية، و قد تم الأخذ بمؤشرين هما: الإيرادات المتأتية من الموارد الطبيعية و الإيرادات المتأتية من الجباية المحلية، و قد تم اختبار فرضية أنه في الاقتصاديات المصابة بلعنة الموارد تكون العلاقة بين المؤشرين عكسية، أي أن ارتفاع إيرادات الموارد الطبيعية تحد من الجهد الحكومي في تحصيل و تطوير موارد الجباية المحلية، و بالنسبة لدراستنا فهي تعمل على اختبار هذه الفرضية بالنسبة للجزائر خلال الفترة 2000-2019 و باستخدام النموذج المقترح من Bornhost & al 2008.

الإشكالية و الفرضيات

مما سبق تبحت هذه الدراسة الإجابة عن السؤال الرئيسي التالي: كيف تؤثر إيرادات الجباية النفطية على إيرادات الجباية المحلية في الجزائر خلال الفترة 2000-2019؟ و هل يمكن اعتبار أن الاقتصاد الجزائري مصاب بلعنة الموارد؟

وكإجابة محتملة لهذا التساؤل نقترح الفرضيتين التاليتين:

- 1- هناك علاقة عكسية بين إيرادات الجباية النفطية و إيرادات الجباية المحلية
- 2- يعاني الاقتصاد الجزائري من نقاط ضعف مؤسسية تمثل مصدرا للجنة الموارد

أهداف الدراسة

- على ضوء الإشكالية والفرضيات السابقة الذكر تعمل الدراسة على تحقيق الأهداف التالية:
- تسليط الضوء على الاقتصاد الجزائري في ظل وفرة الموارد و احتمالية اصابته بلعنة الموارد.
 - تقديم نموذج تجريبي للسياسة المالية باعتبارها مؤشرا للجنة الموارد
 - النمذجة القياسية لاتجاه تأثر السياسة المالية في ظل وفرة الموارد.
 - تقديم التفسيرات الضرورية فيما يخص العلاقة بين وفرة الموارد و تطورات السياسة المالية.

منهجية الدراسة

بالنظر إلى طبيعة موضوع الدراسة والإشكالية المطروحة تم استخدام المنهجين التحليلي و التجريبي من خلال استخدام بعض الأساليب القياسية ، بدءا من النموذج المقترح من Bornhost إلى المعالجات الضرورية لسلاسل الزمنية بالنظر إلى فترة الدراسة 2000-2019.

2. الدولة الريعية و لعنة الموارد

إن مصطلح "لعنة الموارد" « Resource Curse » مرن للغاية، حيث يتوسع استخدامه بشكل متزايد ليشمل المقاربات التي تستخدم مصطلحات مثل: "وفرة الموارد"، "إنتاج الموارد"، "الموارد الطبيعية"، كما يتم اعتباره كمتغير مستقل لتفسير مختلف النقائص و التي تشمل المجالات السياسية، الاجتماعية والاقتصادية (Hannes Meissner, 2010, P8). تهتم نظريات الريع في المقام الأول بتفسير الروابط السببية المختلفة بين "إيرادات الموارد" و "سوء إدارة الاقتصاد" و كذلك "الحكم الإستبدادي"، و مصطلح الدولة الريعية عادة ما يستخدم لوصف معظم الحكومات في الشرق الأوسط و شمال افريقيا، حيث الريع لا يحدد فقط خصائص اقتصادات هذه الدول و لكن أيضا مؤسسات الدولة و موقف الحكومات اتجاه الشعوب.

تعتبر دراسة (Sachs & Warner, 1995, PP4-6) من الدراسات الجادة و التي يعتد بها في تحليل العلاقة السببية بين وفرة الموارد و الأداء الاقتصادي. لقد اعتبرا أنه من مفاجآت الحياة الاقتصادية هي أن الاقتصاديات الفقيرة بالموارد غالبا ما تتفوق بشكل كبير على الاقتصادات الغنية بالموارد الطبيعية فيما يخص النمو الاقتصادي، و هذا بالنظر إلى عينة أساسية مكونة من 95 دولة. لقد اعتبرا Sachs & Warner أن العلاقة السلبية بين وفرة الموارد و النمو الاقتصادي في العقود الأخيرة تشكل لغزا مفاهيميا، لأنه من المفترض أن ترفع وفرة الموارد من حجم ثروة البلدان و كذلك القدرة على الإستيراد، و هو ما يؤدي إلى رفع معدلات الإستثمار و النمو الاقتصادي، حيث تستخدم الدول الغنية بالموارد عائداتها الضخمة لتمويل الإستثمارات المتنوعة و بعث "دفعة قوية" «Big push» في التنمية الصناعية.

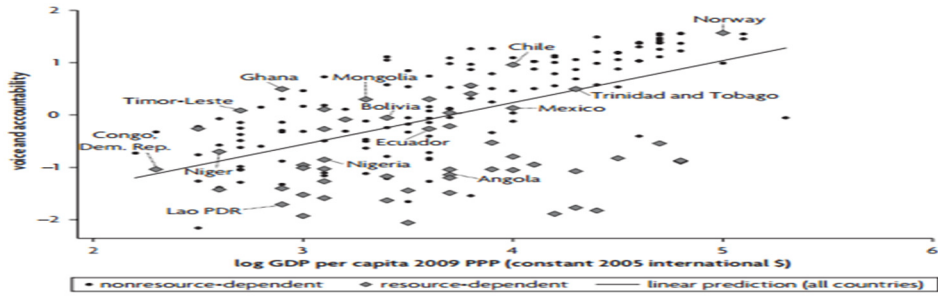
قبل النظر في السياسات أو المؤسسات القادرة على التصدي للجنة الموارد، من الضروري تشخيص المشكلة، كيف يمكن أن تؤدي وفرة الموارد الطبيعية إلى أداء اقتصادي دون المستوى؟ ما هي الآليات والعوامل التي تمنع تحول هذه الوفرة إلى نقمة بدل أن تكون نعمة؟ توجد العديد من التفسيرات لهذه الظاهرة، أولها ضعف الأداء الاقتصادي للدول الغنية بالموارد الطبيعية و الذي يرجع إلى سوء السياسة الاقتصادية أو الإدارة الاقتصادي (Kuzu and Nantogma 2012, P3) ، و يبرز في هذا السياق المرض الهولندي، و تقلب أسعار الموارد الطبيعية المصدرة الخارجة عن سيطرة حكومات هذه الدول. و في مواجهه هذه الحالة يجد السياسيون صعوبات كبيرة في إدارة تقلبات الأسعار المفاجئة و ما ينجم عنها من توسع اقتصادي. لهذه التقلبات تأثير سلبي أيضا كبير على ضبط الموازنة العامة، فضلا عن الإستثمار، توزيع الدخل، الحد من الفقر و جهود التخطيط بصفة (Sonia Benghida, 2017, P8)

التفسيرات الأخرى المقدمة لظاهرة لجنة الموارد تتعلق بالاقتصاد السياسي، و وفق هذا الطرح تتوقف المكاسب الاقتصادية المتأتية من الموارد الطبيعية الضخمة على طبيعة المؤسسات «The Institutions» ، حيث يبرز نوعين منها: (1) مؤسسات تدعم و تشجع المشروعات الإنتاجية و السعي وراء الربح، نشاطان متكاملان غير متعارضين. (2) المؤسسات التي تدعم و تشجع السلوك الربحي الجشع. إذا كان النشاطان متعارضين و متنافسين، هنا تتسم مؤسسات الدولة بالضعف و سوء استخدام الثروة، نتيجة لسيادة الأنظمة البيروقراطية و نقشي الفساد (الجبوري 2015، ص 53).

بالرغم من الإجماع الظاهر بين بعض الباحثين و صناع القرار أن هناك لجنة للموارد، إلا أن أدبياتها تواجه بعض التعقيدات و التناقضات، و التي تتمثل في أن بعض الاقتصاديات الغنية بالموارد و التي تتمتع بحكومات قوية و شفافة و أداء اقتصادي عال، نمت بسرعة و أصبحت أكثر ازدهارا على الرغم من وفرة الموارد الطبيعية. في هذا السياق لا يعتبر اكتشاف الموارد هو اللجنة في حد ذاتها و إنما الإشكال يتمثل في طبيعة المؤسسات السياسية و الاقتصادية المختلفة وظيفيا و التي أساءت إدارة الاقتصاد الكلي و ثروتها الطبيعية، و من ثم فالالاقتصاد في مواجهة "لجنة مؤسسات" أوسع (حواس & هوارى، 2017، ص3).

إن جودة المؤسسات القائمة تمثل العامل الرئيسي في تحديد النتائج الاقتصادية لها. مع ذلك، هناك نقاش كبير في الأدب الاقتصادي حول الاتجاه السببي في العلاقة بين جودة المؤسسات و لجنة الموارد، و قد بينت الدراسات التجريبية أن البعد الأساسي في لجنة الموارد يتمثل في أن البلدان التي تعتمد على الموارد تتمتع بمؤسسات ذات جودة أقل مما ينبغي بالنظر إلى مستويات دخلها. المثال الأبرز في هذا السياق يوضحه الشكل 1، الذي يدرس لجنة الموارد من خلال المقارنة بين

الشكل 1: الحوكمة و الناتج المحلي الإجمالي



Source : Naazneen, H, Barma & Kai, Kaiser & Tuan, Minh Le & Loreno Vinuela, 2012, « Rents to Riches ? The Political Economy of Natural Resource-Led-Development », The World Bank. P 42

استقرار الناتج المحلي الإجمالي لمجموعة من البلدان المنتجة للموارد في مقابل مؤشرات الحوكمة. و الملاحظة الرئيسية التي يمكن الخروج بها من الشكل السابق هي أن الدول ذات المستوى الجيد في الحوكمة سجلت مستوى جيد من نصيب الفرد من الناتج المحلي، و العكس صحيح، و من ثم فالموارد تتفاعل مع الحكم و المؤسسات بطريقتين: (H, Barma & al, 2012, PP41-43)

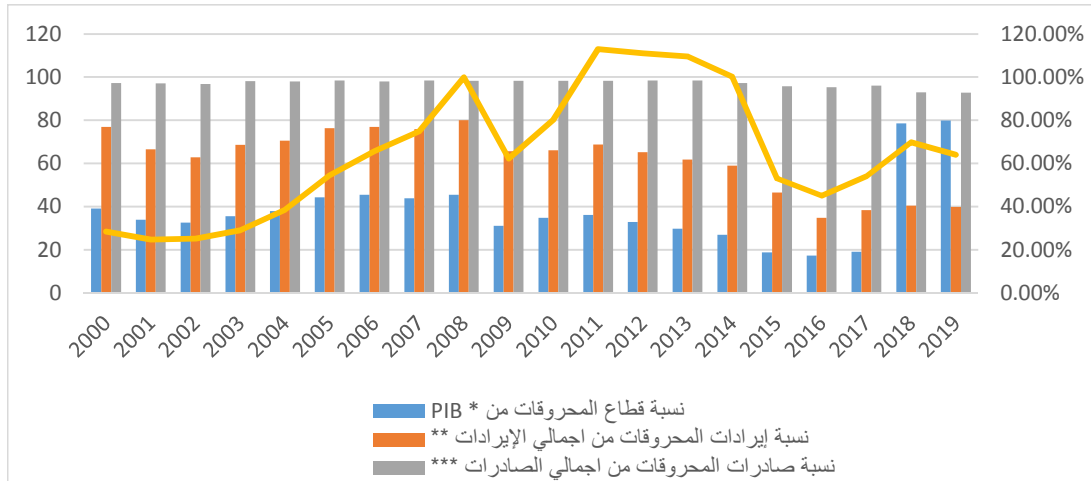
أولاً: قد يؤدي استخراج الموارد الطبيعية إلى تدهور الحوكمة حيث أن التبعية للريع تحد من الأشكال الأخرى لتوليد الإيرادات الحكومية، مثل تحصيل الضرائب و هذا بدوره يمكن أن يؤدي إلى انخفاض

في بناء القدرات الإدارية و المؤسسية، لاسيما مع إضعاف الرابط الأساسي بين الدولة و المجتمع المتمثل في المساواة الضريبية، و هذا هو المنطق الأساسي لدولة البترول. ثانيا: حتى إذا لم يؤثر الإعتماد على الموارد سلبيا على الحوكمة، فإن جودة المؤسسات ستحدد على الأرجح مدى جودة سياسات إدارة الموارد الطبيعية. من وجهة النظر هذه، تؤثر الجودة المؤسسية و قدرة الحكومة على وضع السياسة بفعالية، و تقليل حرية التصرف و البحث عن الربح على النتائج في قطاع الموارد الطبيعية بقدر ما تؤثر على نتائج التنمية الأخرى.

3. السياسة المالية ولجنة الموارد: نموذج Bornhorst & al 2008

من المسلمات الجلية والمنطلقات التي تركز عليها هذه الدراسة هي تبعية الاقتصاد الجزائري إلى قطاع المحروقات، هذا الأخير الذي تبرز مكانته من خلال ثلاث مؤشرات أساسية: (1) نسبة انتاج قطاع المحروقات من اجمالي الناتج المحلي الاجمالي، (2) نسبة إيرادات هذا القطاع من اجمالي إيرادات الدولة، (3) نسبة صادرات هذا القطاع من اجمالي صادرات الدولة (الشكل 2). هذه النسب تبين مدى هيمنة هذا القطاع، والنسبة الأبرز تتمثل في صادرات المحروقات، والتي لطالما فاقت 95% من اجمالي الصادرات بالرغم من تغير أسعار النفط، حيث أن الصادرات غير النفطية لم تعرف تغيرا ملموسا.

الشكل 2: مكانة قطاع المحروقات في الاقتصاد الجزائري



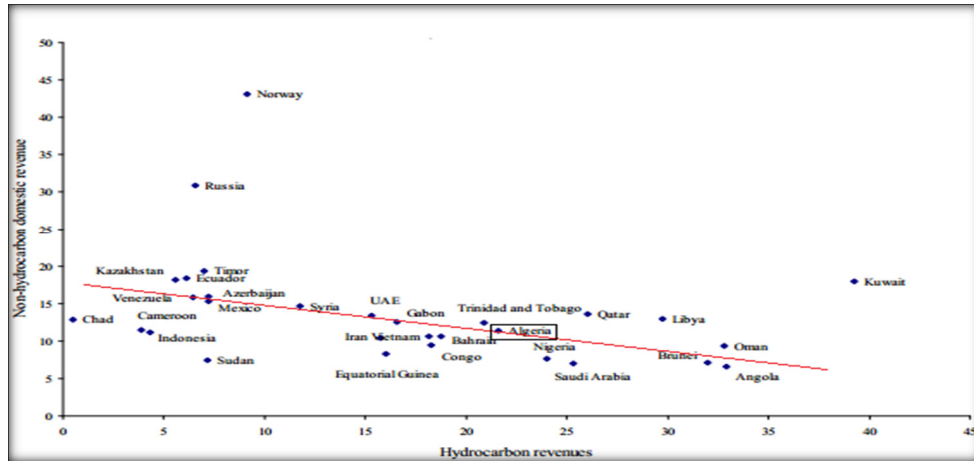
المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على عدة مصادر

* ONS الديوان الوطني للإحصاء، ** الخزينة العمومية، *** الجمارك الجزائرية، **** OPEC

هناك العديد من الدراسات التجريبية التي عملت على تحليل لجنة الموارد واختبار مؤشرات لتحديد ما إذا كان اقتصاد ما يعاني من هذه الظاهرة. النموذج القياسي الذي تهتم به هذه الدراسة مقدم من قبل

Bornhorst & al 2008، والذي يعتبر السياسة المالية كمؤشر لمدى معاناة الاقتصاد من لجنة الموارد، والمجاميع التي يتم دراستها في هذه الحالة تتمثل في: إيرادات الجباية النفطية والإيرادات الضريبية المحلية. الافتراض في هذه الحالة والذي يجري التحقق منه في هذه الدراسة بالنسبة للجزائر يتمثل في أن هناك علاقة عكسية بين إيرادات الجباية النفطية وإيرادات الجباية المحلية، بمعنى، أن ارتفاع العائدات النفطية الناتجة عن ارتفاع الأسعار في الأسواق العالمية يؤدي إلى انخفاض الإيرادات الضريبية غير النفطية. هذه العلاقة العكسية اعتبرت كمؤشر للجنة الموارد. الملاحظة التي انطلقت منها الدراسة تتمثل في أن الدول التي تتلقى عوائد كبيرة من الموارد الطبيعية عادة ما تجمع عائدات أقل من الضرائب المحلية (Bornhorst & al, 2008, P5) (الشكل 3).

الشكل 3: الإيرادات الحكومية من المحروقات و الضرائب المحلية (كنسبة من الـ PIB)



Source : Fabian Bornhorst, Sanjeev Gupta, and John Thornton, 2008 : « Natural Resource Endowments, Governance, and the Domestic Revenue Effort: Evidence from a Panel of Countries », IMF Working paper 08/170, International Monetary Fund, Washington DC. P 5

هذه العلاقة والتي تأخذ الشكل الخطي، تؤدي إلى العديد من المشاكل في الحوكمة لأن الجهد الضريبي المحلي المنخفض يقلل الحافز إلى التدقيق العام من الحكومة. كما يجد الاتجاه العكسي تفسيره في أن الاعتماد على مصادر أخرى غير الضرائب المحلية يؤدي إلى تقليل الحوافز لتعزيز حشد الإيرادات المحلية.

1.3 النموذج و البيانات

يعتبر هذا النموذج الإيرادات المحلية غير المرتبطة بالمحروقات Non-Hydrocarbon Revenue RNH كدالة للإيرادات من منتجات المحروقات Hydrocarbon Revenue RH ،

مقيسة Normalized بالناتج المحلي الإجمالي Y ، وسلسلة من متغيرات التحكم. المعادلة الأساسية التي سيتم تقديرها تأخذ الشكل التالي (Bornhost & al 2008, P7)

$$\left(\frac{R^{NH}}{Y} \right)_{it} = \alpha_i + \beta_1 \left(\frac{R^H}{Y} \right)_{it} + controls + u_{it} \quad \dots\dots(1)$$

يفترض وجود أثر ثابت للمتغير المستقل RH على المتغير التابع RNH و α_i ويشمل النموذج الخطأ العشوائي μ . يشير المعامل β_1 إلى التأثير الهامشي لنقطة مئوية إضافية من الإيرادات الحكومية من المحروقات على جهد الإيرادات المحلية خارج المحروقات. بالنسبة لأي تقدير لـ β_1 يقل عن الصفر يشير إلى أن الزيادة في إيرادات المحروقات تؤدي إلى انخفاض الإيرادات خارج المحروقات.

تكمن الصعوبة المحتملة في المعادلة (1) في أن قطاع المحروقات غالباً ما يمثل جزءاً كبيراً ومتقلباً من الناتج المحلي الإجمالي، و بالتالي تقيس الإيرادات كنسبة من إجمالي الناتج المحلي يمكن أن يؤثر على حجم وأهمية المعاملات المقدرة لـ β_1 . على وجه التحديد، إذا زاد إنتاج قطاع المحروقات بشكل حاد، ونمت إيراداته كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، فقد تظهر الإيرادات خارج المحروقات منخفضة كجزء من الناتج المحلي الإجمالي لمجرد زيادة الدخل وقد تكون التقديرات لـ β_1 متحيزة. وفقاً لذلك، يتم تحليل الناتج المحلي الإجمالي إلى مكونات المحروقات و خارج المحروقات (أي)، و يعاد صياغة المعادلة (1) للتقدير على الشكل التالي:

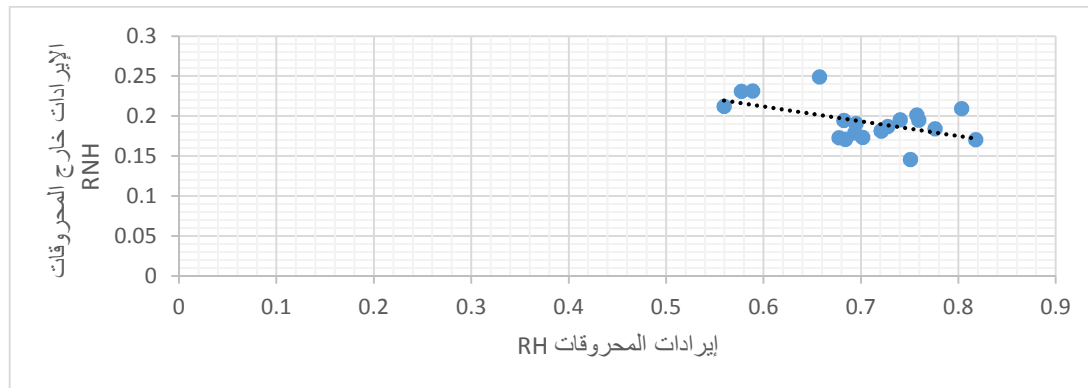
$$\left(\frac{R^{NH}}{Y^{NH}} \right)_{it} = \alpha_i + \beta_1 \left(\frac{R^H}{Y^H} \right)_{it} + controls + u_{it} \quad (2)$$

حيث يمثل YH و YNH المكونات المتضمنة لقطاع المحروقات و الغير المتضمنة له في الناتج المحلي الإجمالي على الترتيب، و باقي المتغيرات كما تم تقديمه سابقاً. بالنسبة للبيانات، فهي تغطي الفترة الزمنية 2000-2019، حيث أن مصدر قيم الناتج المحلي الإجمالي بنوعيه المتضمن و الغير متضمن لقطاع المحروقات هو الديوان الوطني للإحصاء. بالنسبة لإيرادات قطاع النفط و الإيرادات المحلية غير النفطية فمصدرها هو الخزينة العامة. بالنسبة للمتغيرات المساعدة تم استخراج قيم نصيب الفرد من الناتج المحلي Y Per Capita YPC من قاعدة بيانات البنك الدولي و أسعار النفط Oil Price OP من بيانات OPEC.

2.3 تقدير النموذج في حالة الجزائر 2000-2019

لتقدير النموذج السابق، و بالنظر إلى أنه سيتم الاعتماد على سلاسل زمنية تغطي الفترة 2000-2019، يوضح الشكل 4 أن العلاقة تأخذ الشكل الخطي مع الأخذ بعين الاعتبار أنه متناقص، مما يشير إلى أن الوضعية في الجزائر تتوافق و افتراضات نموذج Bornhost & al 2008.

الشكل 4: العلاقة بين الإيرادات خارج المحروقات و إيرادات المحروقات كنسبة من الناتج المحلي



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات تقارير بنك الجزائر 2004، 2008، 2012،

2017

إن هذه النتيجة الأولية تتطلب التحقق القياسي. غالبا ما تتسم السلاسل الزمنية التي تصف المتغيرات الاقتصادية الكلية بعدم الاستقرار و ذلك لأن معظمها يتغير و ينمو مع الزمن مما يجعل متوسطها و تباينها غير مستقرين و مرتبطين بالزمن. و تفترض كل الدراسات التطبيقية التي تستخدم بيانات سلسلة زمنية أن هذه السلسلة مستقرة، و في حالة غياب صفة الاستقرار فإن الانحدار الذي نحصل عليه بين المتغيرات غالبا ما يكون زائفا بالرغم من كون معامل التحديد R^2 عالي. التقدير الأولي للعلاقة:

$$YNH = f(YH, YPC, OP)$$

موضح في الشكل 5 (أنظر الملاحق). لقد تم تقدير النموذج السابق باستخدام اللوغاريتم الطبيعي لقيم المتغيرات، و هو ما يحسن من النتائج المتحصل عليها و كذلك يخفف من عدم ثبات التباين. يتم قراءة النتائج على النحو التالي:

$$\text{Log} (RNH/YNH) = -5.288 - 0.547 \text{ Log}(RH/YH) + 0.602 \text{ Log}(YPC) - 0.364 \text{ Log}(OP) \dots (3)$$

(-6.351) (-2.357) (3.581) (-2.683)
 $R^2 = 68.57\%$ $F = 10.909$ $DW = 1.516$

بإخضاع معلمات النموذج لاختبار Student يتضح أنها معنوية عند مستوى 5% و كذلك بالنسبة لاختبار Fisher و الذي يختبر معنوية معلمات النموذج مجتمعة، حيث تبين أنها معنوية عند مستوى 1% . بالنسبة لمعامل التحديد R^2 يتضح أنه بلغ 68.57 % و هي نسبة معقولة ومقبولة منطقياً و التي تعني أن التغيرات في المتغيرات المستقلة تفسر 68.57% من تغيرات المتغير التابع، و باقي النسبة ترجع إلى متغيرات أخرى لم يتم تناولها في النموذج. اختبار Durbin-Watson و الذي بلغت احصائيته 1.516 يوضح غياب الارتباط الذاتي عند مستوى معنوية 10%. هذه النتائج تقدم إشارات عن عدم وجود إنحدار زائف و الذي يكون عادة في حالة معنوية كل المعلمات بالإضافة إلى معامل تحديد مرتفع و إحصائية متدنية DW حيث $R^2 > DW$.

النتائج الاقتصادية التي يقدمها النموذج تتمثل في : (1) وجود علاقة طردية بين نصيب الفرد في الناتج المحلي الإجمالي Y per capita و الإيرادات المحلية خارج المحروقات، حيث إذا ارتفع YPC بـ 1% ترتفع RNH بـ 0.602 %. (2) وجود علاقة عكسية بين سعر النفط OIL Price و OP ، حيث إذا ارتفع سعر النفط بـ 1% تنخفض الإيرادات المحلية خارج المحروقات بـ 0.36 % . (3) تماشياً مع أطروحات Bornhorst & al 2008 خلصت الدراسة إلى وجود علاقة عكسية بين الإيرادات الضريبية للمحروقات و الإيرادات المحلية بالنسبة للجزائر خلال الفترة 2000-2019، حيث أن ارتفاع RH بـ 1% يخفض RNH بـ 0.54 % ، و هو ما يشير إلى أن لجنة الموارد أصابت السياسة المالية في الجزائر، بحيث أن الموارد الغير متجددة أضعفت من عملية تحصيل الموارد المتجددة المتأتية من الجباية المحلية، و هي نتيجة لها العديد من التفسيرات التي سيتم التطرق لها، إلا أن هذه النتيجة تتطلب المزيد من التحقق القياسي حول مدى وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات المنمجة، و هو التحقق الذي يتم من خلال تقدير متجه نموذج تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model VECM.

2.3 تقدير متجه نموذج تصحيح الخطأ VECM: العلاقة طويلة الأجل

التأكد من وجود علاقة على المدى الطويل بين المتغيرات المدروسة يتطلب تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ و الذي يمر عبر اتباع ثلاث مراحل أساسية (Regis Bourbonnais, 2018,

(P258): (1) اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات، (2) اختبار مدى وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، و أخيراً (3) تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ.

1.2.3 اختبار استقرارية السلاسل الزمنية:

إن عدم استقرار السلسلة الزمنية للمتغير يعود لاحتوائها على جذر الوحدة، وبالتالي تكون الانطلاقة من إجراء اختبارات جذر الوحدة للتحقق من استقرار بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث ودرجة تكاملها. تقدم النظرية القياسية العديد من الاختبارات للتأكد من استقرارية السلاسل الزمنية، و نستخدم في هذه الدراسة اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey Fuller Test، و الذي توضح نتائجه في الجدول 1.

الجدول 1: نتائج اختبار ADF

السلسلة الأصلية				درجة التأخر	النموذج	المتغير
Intercept	Trend	إحصائية ADF	القيم الحرجة			
/	0,0013	-4,722	-3,69	1	III	Log (RNH/YNH)
/	/	/	/	/	II	
/	/	/	/	/	I	
/	0,045	0,25	-4,616	2	III	Log (RH/YH)
/	/	/	/	/	II	
/	/	/	/	/	I	
/	0,65	-0,651	-3,69	0	III	Log YPC
*0,071	/	-1,855	-3,04	0	II	
/	/	/	/	/	I	
/	0,979	-1,24	-3,673	0	III	Log OP
0,105	/	-1,635	-3,029	0	II	
/	/	0,493	-1,96	0	i	

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية Eviews

تكون فرضية العدم، $H_0 (a_2 > 0)$ أي أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، وتكون الفرضية البديلة $H_1 (a_2 = 0)$ أي أن السلسلة الزمنية مستقرة . ونقارن بين قيمة τ المحسوبة للمعلمة a_2 مع قيمة τ الجدولية وفقاً للنموذج المعتمد وطول السلسلة

ومستوى الدالة، فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية نرفض فرضية العدم وتكون السلسلة مستقرة، وإذا كانت المحسوبة أصغر من الجدولية نقبل فرضية العدم وتكون السلسلة غير مستقرة ونستمر بأخذ الفروق بين بيانات السلسلة إلى أن تستقر، وعدد الفروق يحدد درجة تكامل السلسلة الزمنية. والسؤال المطروح هو كيف يتم اختيار عدد الفجوات المتباطئة p أو طول الفجوة الزمنية؟ يتم ذلك بشكل يوازن بين درجات الحرية ومعالجة مشكلة الارتباط الذاتي، ومن أهم الطرق المستخدمة في هذا المجال معيار المعلومات (AIC) Akaike ويتم اختيار عدد الفجوات المتباطئة بالشكل الذي يخفض هذا المعيار للحد الأدنى، وهذا على الرغم من وجود عدة معايير مثل: Hannan-Quinn، Schwarz (SIC)، Likelihood (LR).

الأسلوب المستخدم في قراءة نتائج الاختبار مقدم من Deldado & Sosvilla 1990، وهي طريقة لا تعتمد فقط على مقارنة إحصائية ADF المحسوبة مع القيم الحرجة، إنما يأخذ أيضا بعين الاعتبار معنوية المتجه Trend (النموذج 3) وأيضا معنوية القاطع Intercept (النموذج 2). الجدول يوضح أن جميع المتغيرات مستقرة السلاسل الأصلية عند مستوى معنوية 5%، باستثناء المتغير Log YCP عند مستوى 10%. بالنسبة للمتغير Log OP والذي يمثل سعر النفط فهو غير مستقر السلسلة الأصلية، ومن ثم فإن هذا الأخير مستقر عند سلسلة الفروق الأولى ومتكامل من الدرجة 1، فيما أن المتغيرات الأخرى متكاملة من الدرجة 0. بالتالي يتم استبعاد متغير سعر النفط من اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ.

2.2.3 اختبار التكامل المشترك

المرحلة الثانية تتمثل في اختبار وجود اتجاهات للتكامل المشترك، فبعد التحقق من الشرط الأول نقوم بتقدير علاقات المدى الطويل بطريقة المربعات الصغرى العادية. في هذه المرحلة نقوم باختبار جوهانسن Johansen. يقترح Juselius & Johansen 1990، كتابة نموذج انحدار ذاتي متجه VAR على النحو التالي (Regis Bourbonnais, 2018, P328) :

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t$$

وبغض النظر عن دلالات هذا النموذج فإن ما يهمنا من هذا النموذج هو r رتبة المصفوفة Π (عدد متجهات التكامل المشترك)، إن المصفوفة Π تحتوي على معلومات عن العلاقة طويلة الأجل. نظراً لحساسية اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار جوهانسن لعدد (أو طول) فترة الإبطاء، فلا بد قبل الشروع بإجراء اختبار التكامل المشترك، من تحديد فترة الإبطاء الأمثل للنموذج ويعتمد ذلك على نموذج الارتباط الذاتي غير المقيد UVAR، و نفترض أن عدد فترات الإبطاء الأقصى ثلاث فترات، يبين الجدول 2 النتائج الإحصائية.

الجدول 2: فترات الإبطاء لنموذج التكامل المشترك

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	31.42253	NA	5.75e-06	-3.552816	-3.407955	-3.545398
1	59.40234	41.96973*	5.54e-07	-5.925293	-5.345851	-5.895621
2	67.87019	9.526322	6.93e-07	-5.858773	-4.844750	-5.806847
3	86.34353	13.85501	3.36e-07*	-7.042942*	-5.594338*	-6.968761*

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية Eviews
يلاحظ من خلال الجدول السابق أن عدد فترات الإبطاء الأمثل وفقاً لكافة المعايير تساوي 3 باستثناء اختبار LR الذي بين أن عدد فترات الإبطاء يساوي فترة واحدة. و يتم اعتماد هذا الأخير لأن حجم الملاحظات لا يسمح باعتماد ثلاث فترات إبطاء. و قبل إجراء الاختبار وفق أحد النماذج الخمسة التي يقدمها اختبار Johansen يتم أولاً استعراض ملخص لعدد متجهات التكامل المشترك التي يقدمها كل نموذج و من ثم إجراء الاختبار و هي النتائج الموضحة في الجدول 3،

الجدول 3: ملخص عدد متجهات التكامل المشترك حسب النماذج

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	1	1
Max-Eig	0	0	0	1	1

المصدر: من إعداد الطالبة بالاعتماد على برمجية Eviews

و الذي يوضح أنه باستخدام النموذج 4 أو 5 يمكن الحصول على متجه تكامل مشترك واحد سواء باختبار الأثر Trace Test أو اختبار الامكانية العظمى The Max-Eigenvalue Test .
بعد إجراء اختبار Johansen والأخذ بعين الاعتبار فترة الإبطاء تمثلت النتيجة في وجود متجه وحيد للتكامل المشترك للمتغيرات في النموذج السابق وهي النتيجة الموضحة في الجدول 4.

الجدول 4: نتائج اختبار Johansen

القرار	اختبار الأثر Trace Test				
	وجود قاطع و وجود اتجاه عام	القيمة الحرجة	إحصائية الأثر	الجنور المميزة	Hypothesized No. of CE(s)
	P-Value	Critical Value	Trace Statistic	Eigenvalues	
يوجد متجه للتكامل المشترك	0,0004	42,91525	60,36123	0,938728	None *
	0,7467	25,87211	12,88999	0,3798	At Most 1
	0,6298	12,51798	4,768876	0,244611	At Most 2
القرار	اختبار الامكانية العظمى The Lambda -max test				
	وجود قاطع و وجود اتجاه عام	القيمة الحرجة	إحصائية الامكانية العظمى	الجنور المميزة	Hypothesized No. of CE(s)
	P-Value	Critical Value	Max_Eigen Statistic	Eigenvalues	
يوجد متجه للتكامل المشترك	0	25,82321	47,47123	0,938728	None *
	0,8106	19,38704	8,121118	0,3798	At Most 1
	0,6298	12,51798	4,768876	0,244611	At Most 2

المصدر: من إعداد الطالبة بالاعتماد على برمجية Eviews

** القيم النظرية p-values (1999) MacKinnon-Haug-Michelis، مستوى المعنوية 5% .

* رفض فرضية العدم

يمكن ملاحظة أن فرضية العدم None مرفوضة بالنسبة للاختبارين و التي تنص على عدم وجود متجهات للتكامل وبالتالي رفضها يعني يوجد متجه وحيد للتكامل المشترك. وتنص فرضية العدم في At most 1 على وجود متجه واحد للتكامل، وبالتالي رفضها يعني وجود متجهين للتكامل المشترك وهكذا حتى اختبار المتجهات المتبقية. بالنسبة لاختبار الأثر Trace test يلاحظ أن إحصائية

الأثر أكبر من القيمة الحرجة ($60.36 > 49.91$) ، و كذلك بالنسبة لاختبار الإمكانية العظمى Max-eigenvalue test حيث أن الإحصائية أكبر من القيمة الحرجة ($47.47 > 25.82$)، و على الرغم من وجود تكامل مشترك إلا أنه لم يحدد طبيعة هذه العلاقة، ولتحديد ذلك لابد من تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ الموجه VECM ، و الشكل 5 يوضح نتائج التقدير و التي تأخذ بعين الاعتبار نفس فترات الإبطاء التي تم العمل بها بالنسبة لاختبار التكامل المشترك. من خلال الشكل السابق نستنتج مايلي:

1- تشير النتائج إلى جودة النموذج المقدر و ذلك من خلال نتائج الإختبارات الإحصائية المطبقة لاسيما ارتفاع معامل التحديد ($R^2 = 53.13\%$) و معنوية النموذج ككل عند مستوى 5% الملاحظة في إحصائية فيشر ($F\text{-Statistic} = 0.032$) أقل من 0.05. كما أن قيمة معامل التحديد أقل من إحصائية Durbin-Watson .

2- أن معلمة حد تصحيح الخطأ ECT ($C1$) سالبة (-0.7406) و معنوية عند مستوى 5% و ($Prob = 0.0047 < 0.05$) هذا يدل على وجود علاقة طويلة الأجل بين الإيرادات المتأتية من الضرائب المحلية و بقية المتغيرات داخل النموذج، و أن سرعة تعديل الاختلال هي 74.06% سنويا، ما يعني أن حد تصحيح الخطأ يقوم بتصحيح اختلال النظام بهذه السرعة.

3- النموذج الذي يعكس العلاقة على المدى الطويل يأخذ الشكل التالي:

$$LRNH_YHN = -0.78 LRH_YH + 0.37 LYPC$$

S.E (0.13) (0.35)

هذا النموذج يمثل متجه التكامل المشترك الذي يبرز المعاملات التي توضح العلاقات بين المتغيرات على المدى الطويل و الذي أثبت معنويته من خلال الإشارة السالبة لـ ECT. النتائج توضح أن هناك علاقة عكسية بين إيرادات الجباية النفطية RH و إيرادات الضريبة المحلية على المدى الطويل، حيث أن ارتفاع RH بـ 1% ينخفض RNH بـ 0.78% بانحراف معياري قدره 0.13. يلاحظ أيضا من النموذج أن هناك علاقة طويلة الأجل طردية بين نصيب الفرد من PIB و RNH حيث إذا ارتفع YPC بـ 1% ترتفع RNH بـ 0.37% و بانحراف معياري يقدر بـ 0.35.

3.4 تحليل مكونات التباين و دالة الاستجابة النبضية

هي عبارة عن أدوات في نموذج الإنحدار الذاتي VAR لاختبار مصادر التغير في المتغير التابع، و في حين تتبع دالة الاستجابة النبضية Impulse Response Function استجابة المتغير التابع لتغير مفاجئ في المتغير المستقل، يقوم اختبار مكونات التباين بفصل التباين في الخطأ المتوقع لكل متغير إلى المكونات التي يمكن أن تنسب إلى كل من المتغيرات الدخلية.

1.3.4 تحليل مكونات التباين

يعكس تحليل التباين أن المتغيرات لها قدرة تفسيرية أكبر في تفسير التباين في المتغير التابع (لوغاريتم إيرادات الضرائب المحلية) كما يبين الصدمات التي تعود للقيم السابقة للمتغير نفسه (التابع) والصدمات التي تعود للمتغيرات الأخرى، ويبين الجدول التالي تحليل التباين Variance Decomposition للمتغير التابع RNH و ذلك خلال الفترة الممتدة من 1 إلى 10 سنوات.

الجدول 5: تحليل تباين RNH/YH

Period	S.E.	LRNH_YNH	LRH_YH	LYPC
1	0.059700	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.086875	91.56945	6.864377	1.566168
3	0.098761	78.50707	17.78501	3.707922
4	0.105067	69.46939	26.54967	3.980946
5	0.108277	65.41378	30.79565	3.790571
6	0.110107	63.68601	32.62961	3.684377
7	0.112205	62.88574	33.52791	3.586346
8	0.114427	62.11145	34.42468	3.463874
9	0.116317	61.03638	35.59943	3.364189
10	0.117798	59.93330	36.75926	3.307437

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية Eviews

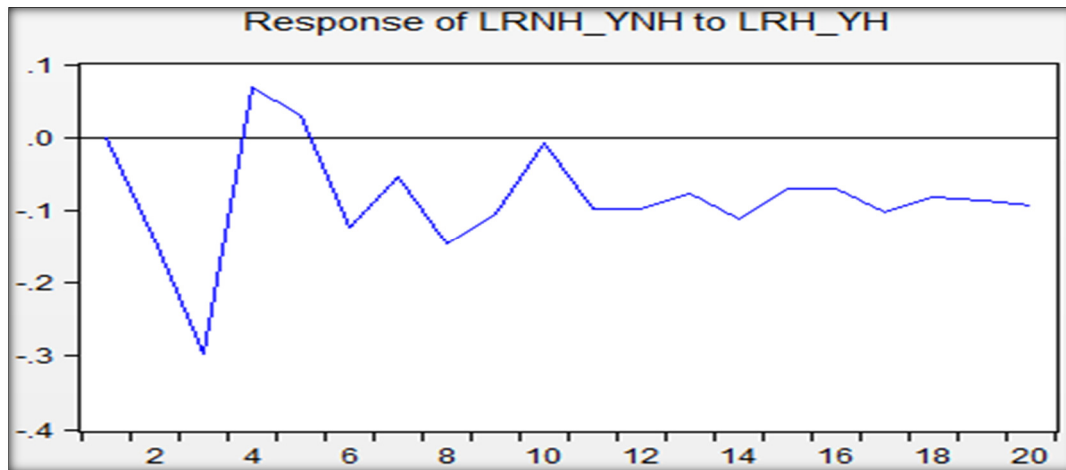
الملاحظ في الجدول السابق و بالنسبة للفترة الأولى أن المتغير LRNH يمثل 100% من مكونات التباين عند حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه. على المدى القصير (3 سنوات) يلاحظ التطورات المعتبرة خاصة بالنسبة لأثر إيرادات المحروقات، حيث انتقل من 0 إلى

17.78 % و بالنسبة لنصيب الفرد من الناتج المحلي YPC بقي تأثيره متواضعا و لا يفسر سوى 3.7 % من تغيرات RNH. إذا اعتبرنا المدى الطويل (10 سنوات) يلاحظ أن RH يفسر 36.75 % من تباين RNH فيما أن YPC انخفض إلى 3.3 % أما باقي النسبة فإن المتغير التابع في حد ذاته يفسر تغيراته.

2.3.4 دالة الاستجابة النبضية (الفورية)

الطريقة الأخرى للتعرف على السلوك الحركي للنموذج هي من خلال دوال الاستجابة الفورية Impulse Response Functions، حيث توضح تأثير صدمة بمقدار انحراف معياري واحد لأحد المتغيرات (أي صدمة للمتغيرات العشوائية الهيكلية) على القيم الحالية والمستقبلية لمتغيرات النموذج. عندما تكون المتغيرات مستقرة و متكاملة فإن المتغيرات تكون في حالة توازن في فترة زمنية معينة و أي صدمة لأي من المتغيرات المستخدمة ستعمل على التأثير على وضعية التوازن لفترة زمنية معينة ثم تعود المتغيرات للتوازن شريطة عدم حدوث أي صدمة أخرى في نفس الوقت، فعند حدوث صدمة مقدارها انحراف معياري واحد في متغير ما نتيجة لسبب معين فإن دالة الاستجابة تقيس تأثير ذلك على القيمة الحالية و المستقبلية لذلك المتغير و المتغيرات الأخرى. الشكل 60 يوضح انعكاس تطبيق صدمة إيجابية في إيرادات الجباية البترولية RH على إيرادات الجباية المحلية RNH .

الشكل 6: الاستجابة النبضية لـ RNH



المصدر: من إعداد الطالبة بالاعتماد على برمجية Eviews

الملاحظ من الشكل السابق أن إحداث صدمة إيجابية في إيرادات المحروقات RH يؤدي في الثلاث سنوات الأولى إلى انخفاض حاد في إيرادات الجباية المحلية RNH و حيث أن المنحنى أقل من

الصفحة فإنه يشير إلى العلاقة العكسية المستمرة على المدى الطويل. وفق هذا السيناريو تتحول العلاقة إلى الطردية في السنة الرابعة لتعود من جديد إلى الطبيعة العكسية مع مرور الزمن.

4.4 مناقشة النتائج و تفسيرها

تفترض النظرية الاقتصادية من خلال نموذج Bornhost & al 2008 أن هناك علاقة عكسية بين إيرادات الجباية النفطية و إيرادات الجباية المحلية، و هذا الاتجاه في العلاقة يتخذ كمؤشر لإصابة الاقتصاد بلعنة الموارد. اختبار هذ الفرضية بالنسبة للجزائر خلال الفترة 2000-2019 و باستخدام النماذج القياسية الخاصة بتحليل السلاسل الزمنية، توصل إلى بعض النتائج و التي تم استعراضها أعلاه، أهمها: (1) العلاقة الطردية بين نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي YPC و RNH على المديين القصير و الطويل ، و هي النتيجة التي تجد تفسيرها في أن ارتفاع دخول الأفراد يتحول جزء منه إلى ضرائب محلية.(2) وجود علاقة عكسية بين إيرادات النفطية و إيرادات الجباية المحلية على المديين القصير و الطويل، هي نتيجة تجد تفسيرها في ضعف تحصيل الضرائب الناتج أساسا عن ضعف العوامل المؤسسية و من ثم فهذه التفسيرات لا تخرج عن تلك المقدمة في أدبيات لعنة الموارد، حيث أن ضعف الهياكل المؤسسية في الحالة الجزائرية تظهر على أكثر من شكل و التي يمكن تفصيلها فيما يلي.

1 - عملت الحكومات المتعاقبة على تفادي المساءلة و ذلك من خلال تفادي رفع الضرائب و تخصيص المزيد من التحويلات الاجتماعية في فترات الطفرة النفطية و اللجوء إليها (الضرائب) مباشرة في فترات ضعف العوائد النفطية و من ثم تظهر الطبيعة العكسية للعلاقة. هذا التوجه في السياسة المالية يمكن اعتباره توجهها سياسيا بأدوات اقتصادية يسمح للحكومة بتفادي المساءلة، ولعل المؤشر الأبرز في هذا السياق هو The Voice & accountability المقدم من البنك الدولي. هذا المؤشر يقدم تصورات لمدى قدرة مواطني الدولة على المشاركة في اختيار حكومتهم و كذلك حرية التعبير و من ثم القدرة على مسائلتها و الذي تحتل فيه الجزائر مراتب متأخرة، فالبنسبة لسنة 2018 كانت المرتبة 151 من 189 دولة (www.worldbank.org)، و السنوات التي سبقتها لم تكن بعيدة عن هذه المرتبة.

2 - تفشي الفساد يشجع الهدر في الانفاق العام و يضعف من تحصيل الضرائب المحلية في ظل وفرة الموارد، و هذا باعتبار أن الخاضعين للضرائب يستغلون فساد القائمين على التحصيل للحصول على امتيازات غير مستحقة و كذلك التهرب و الغش الضريبيين. تعتبر الجزائر من الدول التي تشهد معدلات عالية من الرشوة والفساد على جميع المستويات الإدارية، و لعل مؤشر

الفساد Corruption Perceptions Index CPI (الذي تقدمه منظمة الشفافية الدولية) و مؤشر مراقبة الفساد Control of corruption Indicator CCI (الذي يقدمه البنك الدولي) يقدمان صورة عن هذه الوضعية. بالنسبة للأول (CPI)، لطالما عرفت الجزائر مراتب متدنية خلال الأربع سنوات الأخيرة و قد تراوحت بين 104 و 110 من حوالي 175 دولة في المتوسط، و بالنسبة لسنة 2019 احتلت الجزائر المرتبة 176/104 بمؤشر قدره 35 نقطة مع الأخذ بعين الاعتبار أن المتوسط العالمي بلغ 43 نقطة (www.International Transparency.org, 2019).

بالنسبة للمؤشر الثاني (CCI) نجد أنه يأخذ بعين الاعتبار مجموعة واسعة من الظواهر المؤسسية، حيث يقيس مدى ممارسة السلطة العامة لتحقيق مكاسب خاصة، بما في ذلك أشكال الفساد الصغيرة والكبيرة، بالإضافة إلى "الاستيلاء" على الدولة من قبل النخب و أصحاب المصالح الخاصة. كما تقيس قوة وفعالية سياسة الدولة والإطار المؤسسي لمنع الفساد ومكافحته، و أبرزها في الشق المتعلق بالضرائب: تواتر المدفوعات غير المنتظمة المرتبطة بتصاريح الاستيراد و التصدير و التقييمات الضريبية، التورط الواضح للمسؤولين المنتخبين و مسؤولي الحدود و موظفي الضرائب في الفساد و أخيرا مدى تطبيق أنظمة المراجعة الداخلية الفعالة لضمان تحصيل الضرائب. بالنسبة لـ CCI احتلت الجزائر مراتب متدنية، فبالنسبة لسنة 2019 كانت 135 من دولة 193 بمؤشر بلغ -0.64 مع العلم أن المتوسط العالمي يقدر بـ -0.04 (www.worldbank.org, 2019).

3 - إن وفرة الموارد في الجزائر خلقت نوع من الاستسهال و ضعف الجهد الحكومي في وضع سياسات اقتصادية حقيقية قادرة على خلق نمو مستدام و بالتالي موارد ضريبية محلية متجددة منفصلة عن تقلبات الموارد النفطية. يمكن التعبير عن هذه الفكرة بضعف فعالية الحكومة في استثمار الثروة الحالية لخلق ثروات مستقبلية متجددة و لعل المؤشرات الأبرز في هذا الخصوص هي مؤشر فعالية الحكومة (GE) Government Effectiveness و كذلك مؤشر الجودة التنظيمية Regulatory Quality (RQ) المقدمة من البنك الدولي. بالنسبة لـ GE فإنه يقدم تصورات حول جودة الخدمة العامة ودرجة استقلاليتها عن الضغوط السياسية، وجودة صياغة السياسات وتنفيذها، ومصادقية التزام الحكومة بهذه السياسات. احتلت الجزائر مرتبة متدنية بالنسبة لهذا المؤشر (193/119) بمؤشر قدره -0.44 مع العلم أن المتوسط العالمي بلغ -0.02 لسنة 2018. و كذلك بالنسبة لمؤشر الجودة التنظيمية حيث احتلت الجزائر المرتبة (193/177) بمؤشر مقدر بـ -1.26 في ظل متوسط عالمي بلغ -0.02 سنة 2018، مع العلم أن هذا الأخير (RQ) يقدم

تصورات عن قدرة الحكومة على صياغة وتنفيذ سياسات ولوائح سليمة تسمح بتشجيع وتنمية القطاع الخاص.

الخاتمة والتوصيات

من خلال هذه الدراسة كانت هناك محاولة لتسليط الضوء على مدى إصابة الاقتصاد الجزائري بلجنة الموارد، و ذلك من منظور السياسة المالية. لتحقيق هذا الهدف تم استخدام نمذجة قياسية للعلاقة بين إيرادات الجباية النفطية و إيرادات الجباية المحلية و هذا محاكاة لدراسة Bornhorst & al 2008، و قد تم اختبار فرضية وجود علاقة عكسية بينهما، و في حال صحة هذه الفرضية فإنها تشير إلى وجود لجنة الموارد. بالإضافة إلى المتغيرين الأساسيين تم الاستعانة بمتغيرات تفسيرية أخرى مساعدة تتمثل في سعر النفط، و نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي.

خلصت الدراسة إلى العديد من النتائج، أبرزها وجود علاقة عكسية بين إيرادات المحروقات و سعر النفط من جهة و إيرادات الجباية المحلية من جهة أخرى و من ثم فارتفاع إيرادات المحروقات يخفض من الجهد التحصيلي للضرائب المحلية. الدراسة القياسية بينت أيضا أن هناك علاقة طردية بين تطور نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي و إيرادات الجباية المحلية، و أن هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرين الأساسيين للدراسة، بالإضافة إلى أن اخضاع إيرادات المحروقات إلى صدمة ايجابية بين أن تأثيره السلبي واضح على الإيرادات المحلية على المديين المتوسط و الطويل. كل هذه النتائج نجد تفسيرها في إشكالات مؤسسية تتعلق باستخدام الموارد غير المتجددة بالإضافة إلى سياسيات اقتصادية مستهولة لاستخدام هذه الموارد بدل السعي إلى تعظيم الموارد المحلية المتجددة.

على ضوء هذه النتائج تقدم الدراسة الاقتراحات التالية:

- إن أهم اقتراح يمكن الخروج به من هذه الدراسة هو ضرورة اتباع القواعد المالية Fiscal Rules و التي تكون على شكل قوانين واجبة النفاذ فيما يخص مستوى الإيرادات و النفقات.
- يجب وضع قاعدة مالية فيما يخص استخدام إيرادات المحروقات (حد أقصى) بالشكل الذي يفرض على الحكومات المتعاقبة و المصالح المالية البحث عن البدائل المحلية و تعظيمها.
- يجب وضع قاعدة مالية فيما يخص الانفاق العام (حد أقصى)، لتجنب الهدر و الذي يسبب الضغط على الميزانية و بالتالي استنزاف الموارد غير المتجددة على حساب تعظيم الموارد المحلية، هذه الأخيرة التي تتم على المديين المتوسط و الطويل.

- تعظيم المساهمة الحكومية من الهيئات الرقابية السياسية لضمان عدم تحيز السياسات الاقتصادية الحكومية لأهداف غير اقتصادية.
- خلق مناخ الأعمال المناسب لتطور النشاط الإنتاجي الخاص و المؤسسات الخاصة و هو الأمر الكفيل بتطور الإيرادات المحلية.
- العمل على عصنة المصالح المالية لمحاربة الغش و التهرب الضريبيين، و من ثم تعظيم الإيرادات الضريبية المحلية.

المراجع

المؤلفات

- 1- الجبوري، نوري محمد عبيد كصب .(2015). " تجربة دول الخليج العربي في التنوع الاقتصادي في ظل وفرة الثروة النفطية". مصر: المكتب الجامعي الحديث.
- 2- Naazneen, H, Barma & Kai, Kaiser & Tuan, Minh Le & Lorenzo Vinuela .(2012).« Rents to Riches ? The Political Economy of Natural Resource-Led-Development », The World Bank.
- 3- Bourbonnais, Regis .(2018). « Econométrie » , 10 ème édition, France : Dunod

المقالات

- 1- Kuzu, Daniela and Nantogmah, Danaa," The Oil Economy and the Resource Curse Syndrome: Can Ghana make a difference? Friedrich Ebert Stiftung Edition.
- 2- Bornhorst, Fabian, Gupta, Sanjeev, and Thornton, John.(2008).« Natural Resource Endowments, Governance, and the Domestic Revenue Effort: Evidence from a Panel of Countries », IMF Working paper 08/170, International Monetary Fund, Washington DC
- 3- Meissner ,Hannes.(2010)." The Resource Curse and Rentier States in the Caspian Region: A Need for Context Analysis" GIGA, working Paper, N°133
- 4- Jeffrey D. Sachs & Andrew M. Warner.(1997).« NATURAL RESOURCE ABUNDANCE AND ECONOMIC GROWTH" Center for International development and Harvard Institute for International development, Harvard University, Cambridge, November 1997
- 5- Benghida, Sonia.(2017)." FACTORS AND CHALLENGES IN DEVELOPING COUNTRIES UNDER THE RESOURCE CURSE" International Journal of Civil Engineering and Technology , IAEME 8 (11), pp.901-910.

المداخلات

- 1- حواس، أمين، وهواري، أحلام. (16-17 ديسمبر 2017). "لجنة الموارد" أو "المؤسسات" ؟ تحليل وضعي "مداخلة قدمت ضمن المؤتمر الدولي حول المؤسسات و التنمية الاقتصادية: دروس من المرحلة الانتقالية، جامعة معسكر.

التقارير

- 1- Rapport Anuelle Banque D'Algerie 2004
- 2- Rapport Anuelle Banque D'Algerie 2008
- 3- Rapport Anuelle Banque D'Algerie 2012
- 4- Rapport Anuelle Banque D'Algerie 2017

مواقع الانترنت

- 1- www.data.worldbank.org
- 2- www.transparency.org

الملاحق

الشكل 4: نتائج التقدير القياسي لدالة الإيرادات غير النفطية

Dependent Variable: LRNH_YNH Method: Least Squares Date: 04/30/20 Time: 04:03 Sample (adjusted): 2000 2018 Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.288774	0.832620	-6.351964	0.0000
LRH_YH	-0.547993	0.232493	-2.357024	0.0324
LYPC	0.602423	0.168194	3.581723	0.0027
LOP	-0.364929	0.136008	-2.683141	0.0170
R-squared	0.685731	Mean dependent var	-1.659066	
Adjusted R-squared	0.622877	S.D. dependent var	0.125931	
S.E. of regression	0.077335	Akaike info criterion	-2.096679	
Sum squared resid	0.089710	Schwarz criterion	-1.897850	
Log likelihood	23.91845	Hannan-Quinn criter.	-2.063029	
F-statistic	10.90993	Durbin-Watson stat	1.516140	
Prob(F-statistic)	0.000468			

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات Eviews

الشكل 5: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ الموجه

Dependent Variable: D(LRNH_YNH)				
Method: Least Squares				
Date: 05/02/20 Time: 14:27				
Sample (adjusted): 2002 2019				
Included observations: 18 after adjustments				
D(LRNH_YNH) = C(1)*(LRNH_YNH(-1) + 1.03738259583*LRH_YH(-1) - 0.208748894178*LYPC(-1) + 3.7146060905) + C(2)*D(LRNH_YNH(-1)) + C(3)*D(LRH_YH(-1)) + C(4)*D(LYPC(-1)) + C(5)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.740641	0.217862	-3.399593	0.0047
C(2)	0.606701	0.213331	2.843949	0.0138
C(3)	0.368126	0.167165	2.202173	0.0463
C(4)	-0.232425	0.117303	-1.981416	0.0691
C(5)	0.007765	0.015416	0.503719	0.6229
R-squared	0.531352	Mean dependent var	0.009429	
Adjusted R-squared	0.387153	S.D. dependent var	0.068981	
S.E. of regression	0.054001	Akaike info criterion	-2.769478	
Sum squared resid	0.037910	Schwarz criterion	-2.522152	
Log likelihood	29.92530	Hannan-Quinn criter.	-2.735375	
F-statistic	3.684847	Durbin-Watson stat	1.643454	
Prob(F-statistic)	0.032302			

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برمجية Eviews