قياس المرونة الشاملة للنظام الجبائي الجزائري للفترة (1993-2014) باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ECM

Measuring overall system fiscally Algerian flexibility for the period 1993-2014 Using error correction model ECM

حجماوي توفيق	بلمقدم مصطفى	بن عاتق حنان
جامعة سعيدة	جامعة تلمسان	جامعة معسكر
hadjmaoui_toufik@yahoo.fr	belmo_ mus@yahoo. Fr	behanane_dz2002@yahoo.fr

ملخص: نستخدم في هذه الدراسة تقنية نموذج تصحيح الأخطاء ECM لتقدير المرونة الشاملة لمختلف أنواع الضرائب للنظام الضريبي الجزائري لفترة 22 سنة بداية من 1993 إلى 2014 و بالاعتماد على بيانات تقارير بنك الجزائر؛ توضح نتائج الدراسة أن المرونة الشاملة كانت أقل بقليل من الواحد بالنسبة لكل من الضرائب العادية والحقوق الجمركية؛ في حين اتضح أنها كانت أكبر من الواحد لكل من الضرائب على السلع و الخدمات و الضرائب على الأرباح و الدخول.

الكلمات المفتاح : المرونة الشاملة، المرونة الآلية، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ.

Abstract: We have use in this study a technic of Error Correction Model (ECM) to estimate the tax buoyancy of the various types of taxes in the tax system of Algeria during the 22 years through 1993 till 2014. We have noticed that the tax buoyancy was a little less than one for each of the non hydrocarbon revenue and the customs duties, while it was more than one for each of taxes on goods and services and taxes on income and profits.

Keywords: Tax buoyancy, Tax elasticity, Co-intégration, Error Correction Model.

I. مقدمة

قامت الجزائر في القرن الماضي بعدة إصلاحات جبائية، أهمها و أحدثها الإصلاحات التي انتهجتها سنة 1991 [1]، و التي كانت تسعى من ورائها إلى إعداد نظام جبائي فعال خالي من التعقيد و يحررها من التبعية للجباية البترولية. و لتسليط الضوء على مدى نجاح هذه الإصلاحات سوف نلجأ إلى قياس المرونة الضريبية و التي تعتبر من بين الأدوات الهامة في تقييم فعالية السياسة الجبائية لأي بلد، فهي تساعد في تحديد نقاط الضعف في الهيكل الضريبي و صياغة استراتيجيات لتصحيح نقاط الضعف هذه و تحسين الإيرادات و بالأخص الإيرادات الضريبية العادية.

إن الإيرادات الجبائية ترتفع عموما مع ارتفاع القاعدة الضريبية المعبر عنها بالناتج الداخلي الخام و تنخفض مع انخفاضها؛ و لقياس هذه العلاقة نلجأ عموما إلى مؤشر المرونة الجبائية، و التي تعتبر واحدة من القياسات و المؤشرات المهمة لمعرفة مدى حساسية و استجابة الإيرادات الضريبية للتغيرات التي تحدث في بنية و قيمة القاعدة الضريبية. و يرى المهتمين و المختصين في المجال الجبائي أن المرونة المرتفعة للإيرادات الجبائية تسمح بتمويل التنمية عن طريق رفع العائد الجبائي، دون الحاجة إلى اتخاذ إجراءات و تدابير جبائية قد يصعب تقبلها من طرف المكلفين؛ و في المقابل إذا كانت مرونة الإيرادات الجبائية منخفضة فهذا يدفع السلطات إلى البحث عن إيرادات إضافية عن طرق اتخاذ إجراءات و تدابير جبائية كرفع المعدلات الضريبية، البحث عن أوعية ضريبية جديدة، فرض ضرائب جديدة، أو العمل على تحسين أداء الإدارة الجبائية.

إن ارتفاع الإيرادات الجبائية في بلد ما قد يفسر إما كنتيجة لزيادة القاعدة الضريبية المعبر عنها عموما بالناتج الداخلي الخام أو كنتيجة لاتخاذ إجراءات جبائية من شأنها أن ترفع من هذه الإيرادات أو كنتيجة للاثنين معا، مما يدفعنا إلى التمييز بين مفهومين مختلفين للمرونة الجبائية:[2]

1-1-المرونة الشاملة (التعويمية) Buoyancy Tax: هي مقياس لمدى استجابة الإيرادات الجبائية للتغيرات النسبية في كل من القاعدة الضريبية و الإجراءات الجبائية (زيادة معدلات الضريبة، توسيع الوعاء الضريبي وإدخال ضرائب و رسوم جديدة)، فالمرونة الشاملة تأخذ بعين الاعتبار أثار الإجراءات الجبائية على الإيرادات الجبائية.

1-2-المرونة الآلية (التلقائية)ElasticityTax: هي مقياس لمدى استجابة الإيرادات الجبائية للتغيرات النسبية في القاعدة الضريبية مستبعدا منها أثار التغيرات الاختيارية Discretionary changes (التغيرات في التدابير و الإجراءات الجبائية)، لذلك يمكن القول أن المرونة الآلية تقيس تطور الإيرادات الضريبية المرتبط بتحقيق النمو الاقتصادي و المستقل عن كل إجراء جبائي مقصود. فمن الطبيعي أن دراسة أي نظام جبائي عن طريق المرونة الآلية يتطلب جمع معلومات و بيانات جبائية دقيقة الأمر الذي يجعل هذه المهمة صعبة خاصة إذا كان النظام الضريبي يتعرض إلى تغيرات دائمة سواء تعلق الأمر بتعديلات في المادة الضريبية أو إلى تعديلات في التشريع الجبائي[3]. لذلك غالبا ما يتم استخدام في الدراسات القياسية طرق تعمل على تطهير و تصفية السلاسل الزمنية للإيرادات الضريبية من أثار الإجراءات و التدابير الجبائية effects discretionary؛ و تتمثل الطرق الأكثر شيوعا و استخداما لعمل لذلك حسب ما أشارت إليه معظم الدراسات في أربع طرق:[4]

1- طريقة بنية المعدل الثابت Constant rate structure

2- طريقة التعديل (التصحيح) النسبي The proportional adjustment method

3- طريقة مؤشر ديفيزيا Divisia index approach

4- طريقة المتغيرات الوهمية The dammy variable approach

مما سبق يمكن القول، أن كل من المرونة الآلية و المرونة الشاملة تقيسان استجابة الإيرادات الجبائية للقاعدة الجبائية، إلا أن الفرق بينهما يكمن في أن قياس المرونة الآلية يتم بافتراض بقاء النظام الجبائي و القوانين الجبائية ثابتين دون تغيير، و بالتالي فإن المرونة الآلية هي نتيجة بناء افتراضي تقيس التغير في الإيرادات الجبائية مع افتراض ثبات النظام الجبائي و استمراره في التطبيق على حاله[5]. أما المرونة الشاملة فهي تقيس التغير في الإيرادات الضريبية الناتج عن التغير في القاعدة الجبائية و في النظام الجبائي معا (زيادة معدلات الضريبة، توسيع الوعاء الضريبي و إدخال ضرائب و رسوم جديدة).

وتجدر الإشارة إلى أنه غالبا ما تستخدم مفاهيم المرونة الشاملة و الآلية كأداتين مهمتين في تقييم فعالية الاستراتيجية الجبائية للدولة و المتمثلة في قدرة النظام الجبائي على تعبئة الإيرادات سواء كان ذلك باتخاذ إجراءات جبائية أم لا، كما تساعد في تحديد نقاط الضعف في الهيكل الضريبي مما يسمح بصياغة استراتيجيات لتصحيح نقاط الضعف هذه و تحسين الإيرادات. و في هذا الصدد قد أشار كل من Mitchell et Andrews 1991[6] إلى أن معرفة المرونات لمختلف الضرائب يسمح بإبراز الإيرادات الإضافية التي يمكن تعبئتها من خلال النظام الجبائي القائم، و بشكل أكثر تحديدا يمكن استخدام هذه المرونات من أجل:

- رصد التقدم المحرز في تحصيل الضرائب.
- صياغة و إعداد الميزانيات الحكومية.
- التنبؤ بالإيرادات الضريبية.
- إجراء مقارنات بين البلدان.

و في هذا الصدد، تجدر الاشارة إلى أن هناك العديد من الدراسات التي تناولت موضوع المرونة الجبائية على غرار الدراسة التي قام بها كل من Vincent. B, Ruud. M, John. N 2014[7]، حيث حاول الباحثون قياس المرونة الجبائية لدول منظمة التعاون الاقتصادي و التنمية OCDE للفترة الممتدة بين سنة 1965 و 2012. و توصلت الدراسة إلى أن المرونة الشاملة للإيرادات الجبائية في المدى القصير لا تختلف كثيرا عن الواحد في معظم هذه البلدان، أما في المدى الطويل فقد تجاوزت الواحد في معظم هذه الدول.

كما توصلت الدراسة إلى أن الايرادات المتأتية من الضرائب على الشركات تستجيب بشكل كبير للتغيرات في القاعدة الضريبية لها.

و في ذات السياق حاول Tonni-Anne. T Milwood[8] قياس مدى استجابة الايرادات الجبائية للتغيرات في الناتج الداخلي الخام في جامايكا، و ذلك للفترة الممتدة بين سنة 1998 و 2010 و ذلك باستخدام مؤشر ديفيزيا. و قد توصلت الدراسة إلى أن التدابير و الاجراءات الجبائية التي اتخذتها دولة جامايكا أدت إلى زيادة الايرادات الجبائية خلال فترة الدراسة؛ كما توصلت الدراسة إلى أن النظام الضريبي كان عديم المرونة بالنسبة للقاعدة الضريبية.

II. المنهجية و البيانات المعتمدة:

تشير المرونة الشاملة للنظام الضريبي، بصفة عامة، إلى مدى استجابة عائدات الضرائب للتغير في القاعدة الضريبية (الناتج الداخلي الخام) و تقاس بقسمة التغير النسبي المئوي من الضريبة قيد الدراسة على التغير النسبي المئوي في القاعدة الضريبية؛ فإذا كان ناتج تلك القسمة أكبر من الواحد الصحيح فهذا يعني أن تلك الضريبة مرنة بالنسبة لقاعدتها الضريبية، و إذا كان ناتج القسمة أقل من الواحد الصحيح قيل أن تلك الضريبة قليلة المرونة بالنسبة لقاعدتها الضريبية. و لقياس المرونة الشاملة ننطلق من المعادلة الأسية التالي:[9]

$$TR = \alpha Y^{\beta} \varepsilon \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (1)$$

حيث:

TR: الإيرادات الجباية

Y: القاعدة الضريبية (ممثلة بالناتج الداخلي الخام)

β: المرونة و التي تقيس مدى استجابة الإيرادات الجبائية للتغير في القاعدة الضريبية

α: الحد الثابت

ε: حد الخطأ

ومن الممكن إعادة كتابتها بعد إدخال اللوغاريتم كما يلي:

$$log\ TR_t = log\ \alpha + \beta \log Y_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (2)$$

في مثل هذه الدراسات عادة ما يتم استخدام الناتج الداخلي الخام لتمثيل القاعدة الضريبية على الرغم من وجود قواعد ضريبية ممكنة أخرى، كاستخدام الاستهلاك النهائي كقاعدة بالنسبة للضرائب على السلع و الخدمات، و استخدام الواردات كقاعدة للرسوم الجمركية...إلخ. الأمر الذي يتطلب تحديد المتغيرات التفسيرية للإيرادات الجبائية لكل ضريبة (الضريبة على الدخل، الضريبة على السلع و الخدمات، الضريبة على التجارة الخارجية...). هذه المتغيرات التفسيرية تمثل الأوعية القانونية لمختلف الضرائب، و هو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول التالي:

الجدول رقم 1: الضرائب و أوعيتها المرافقة.[10]

نوع الضرائب	الأوعية القانونية
الإيرادات الجبائية العادية الكلية TR	الناتج الداخلي الخام PIB
ضرائب على السلع و الخدمات IBS	الاستهلاك النهائي CF

ضرائب على التجارة الخارجية (حقوق جمركية) IC	قيمة الواردات IMPT
ضرائب على الدخول و الأرباح IR	الناتج الداخلي الخام PIB [11]

تؤخذ البيانات المستخدمة في هذه الدراسة للفترة 1993-2014 من تقارير البنك الجزائر معبر عنها بالأسعار المحلية الجارية. إلا أنه و قبل تقدير النماذج سيتم اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات في مستوياتها اللوغاريتمية، و ذلك للتأكد من استقرارها و معرفة درجة تكاملها و ذلك باستخدام اختبار فيليبس و بيرون PP عند مستوى معنوية 1%؛ فإذا اتضح أن الضرائب و أوعيتها القانونية متكاملة من نفس الدرجة يتم تقدير العلاقة في المدى الطويل بين كل ضريبة و القاعدة الضريبية لها و ذلك باستخدام طريقة MCO وفق الصيغة التالية:

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t + e_t$$

و حتى تتوفر علاقة التكامل المتزامن يجب أن تكون سلسلة بواقي هذا النماذج مستقرة من درجة أقل $e_t \to I(0)$.

إذا توفرت الشروط السالفة الذكر، فإن النموذج الملائم لتقدير العلاقة بين هذه السلاسل هو نموذج تصحيح الخطأ ECM و الذي يأخذ في الاعتبار كل من العلاقة طويلة الأجل لاحتوائها على متغيرات ذات فجوة زمنية و العلاقة قصيرة الأجل وذلك بإدراج فروق السلاسل الزمنية فيها، بالتالي فهو يمثل في نفس الوقت نموذج ستاتيكي $\beta_1 \Delta x_t$ و نموذج ديناميكي

$$(\beta_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}))$$

و منه يمكن تقدير العلاقة التالية:[12]

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1})$$

I(0) I(0) I(0)

β_2: يشير إلى معامل سرعة التعديل (معامل التصحيح) و هو يشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة، و يتوقع أن يكون هذا المعامل سالبا لأنه يشير للمعدل الذي تتجه به العلاقة القصيرة الأجل نحو العلاقة الطويلة الأجل.[13]

ويمكن إعادة صياغة المعادلة السابقة كما يلي:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 e_{t-1} + \varepsilon \quad \beta_2 < 0$$

حيث أن: e_{t-1}: حد التصحيح

III. النتائج و مناقشتها:

- **اختبار استقرارية السلاسل الزمنية:**
  - **اختبار فيليبس و بيرون Test de Phillips-perron 1988**

جاء اختبار فيليبس و بيرون Phillips-perron ليأخذ بعين الاعتبار مشكلة عدم ثبات أو عدم تجانس تباين حد الخطأ، و يتم تطبيق هذا الاختبار من خلال أربعة مراحل:[14]

1- تقدير بواسطة طريقة المربعات الصغرى النماذج القاعدية الثلاثة اختبار ديكي-فولر مع حساب الإحصائيات المرافقة:

$$x_t = \emptyset_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$
$$x_t = \emptyset_1 x_{t-1} + c + \varepsilon_t \dots\dots\dots (2)$$
$$x_t = \emptyset_1 x_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3)$$

حيث أن e_t يمثل المتبقي المقدر.

2- تقدير التباين للمدى القصير:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} e_t^2$$

3- تقدير التباين للمدى الطويل كعامل مصحح (S_t^2)انطلاقا من التباينات المشتركة لبواقي عملية التقدير للنماذج ديكي–فولر:

$$s_t^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} e_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}\left(\frac{i}{l+1}\right)\frac{1}{n}\sum_{t=i+1}^{n} e_t e_{t-1}$$

لتقدير هذه الإحصائية (المعامل المصحح) يتطلب الأمر تحديد عدد فترات التأخر (Newey-West) المقدرة بدلالة عدد المشاهدات n، على النحو التالي:

$$l = 4\left(\frac{n}{100}\right)^{2/9}$$

l: عدد فترات التأخر

4- حساب إحصائية فيليبس–بيرون:

$$t^*\emptyset_1 = \sqrt{k}\,\frac{(\hat{\emptyset}_1 - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\emptyset}_1}} + \frac{n(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\emptyset}_1}}{\sqrt{k}}$$

حيث أن:

$$k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_t^2}$$

إذا كان تباين المتغيرات العشوائية e_t متجانسة فإن قيمة k تميل إلى 1 و يؤول هذا الاختبار إلى اختبار ديكي–فولر البسيط. يتم هذا الاختبار بمقارنة إحصائية فيليبس–بيرون $t^*_{\emptyset_1}$ مع القيم الحرجة لجدول Mackinnon، و بإتباع نفس المنهجية المتبعة في اختبارات ديكي–فولر.

– بالنسبة لسلسلة لناتج الداخلي الخام $LnPIB_t$

عدد التأخرات المأخوذة في اختبار فيليبس بيرون هو L=2.

سوف نقدر النماذج كما يلي:

- **تقدير النموذج الثالث:**

أولا نقوم باختبار معنوية معامل الاتجاه العام b أي اختبار : H_0 : b=0

$$t_{\hat{b}} = 2{,}25 < t_{tabulé}^{0.01} = 3.53$$

من خلال النتائج المتحصل عليها نلاحظ أن t المحسوبة أكبر من t الجدولية عند مستوى معنوية 1% و هذا ما يعني أن معامل الاتجاه العام لا يختلف جوهريا عن الصفر أي قبول الفرضية H_0 و بالتالي نمر إلى تقدير النموذج الثاني.

- **تقدير النموذج الثاني**

أولا نقوم باختبار معتوية الثابت c أي اختبار : H_0 : c=0

$$t_{\hat{c}} = 3.04 < t_{tab}^{0.01} = 3{,}22$$

نلاحظ أن t المحسوبة أصغر من t الجدولية عند مستوى معنوية 1% و بالتالي نقبل الفرضية H_0 ، و بالتالي نمر إلى **تقدير النموذج الأول**.

- **تقدير النموذج الأول:**

نقوم باختبار جذر الوحدة : $H_0 : \Phi=1$

$$t_{\hat{\Phi}} = 5.33 > t_{tab}^{0.01} = -2.67$$

نلاحظ أن t المحسوبة أكبر من t الجدولية عند مستوى معنوية 1% و بالتالي نقبل الفرضية H_0 ، أي أن السلسلة غير مستقرة من نوع DS.

الفروق **الأولى لسلسلة $\mathbf{LnPIB_t}$**

- تقدير **النموذج الثالث:**

أولا نقوم باختبار معنوية معامل الاتجاه العام b أي اختبار : $H_0 : b=0$

$$t_{\hat{b}} = -1.47 < t_{tabulé}^{0.01} = 3.53$$

من خلال النتائج المتحصل عليها نلاحظ أن t المحسوبة أكبر من t الجدولية عند مستوى معنوية 1% و هذا ما يعني أن معامل الاتجاه العام لا يختلف جوهريا عن الصفر أي قبول الفرضية H_0 و بالتالي نمر إلى تقدير النموذج الثاني.

- **تقدير النموذج الثاني**

أولا نقوم باختبار معنوية الثابت c أي اختبار : $H_0 : c=0$

$$t_{\hat{c}} = 2.75 < t_{tab}^{0.01} = 3,22$$

نلاحظ أن t المحسوبة أصغر من t الجدولية عند مستوى معنوية 1% و بالتالي نقبل الفرضية H_0 ، و بالتالي نمر إلى تقدير النموذج الأول.

- **تقدير النموذج الأول:**

نقوم باختبار جذر الوحدة: $H_0 : \Phi=1$

$$t_{\hat{\Phi}} = -1.99 > t_{tab}^{0.01} = -2.68$$

نلاحظ أن t المحسوبة أكبر من t الجدولية عند مستوى معنوية 1% و بالتالي نقبل الفرضية H_0 ، أي أن السلسلة غير مستقرة من نوع DS.

الفروق الثانية لسلسلة $\mathbf{LnPIB_t}$

- **تقدير النموذج الثالث:**

أولا نقوم باختبار معنوية معامل الاتجاه العام b أي اختبار : $H_0 : b=0$

$$t_{\hat{b}} = 0.25 < t_{tabulé}^{0.01} = 3.53$$

من خلال النتائج المتحصل عليها نلاحظ أن t المحسوبة أكبر من t الجدولية عند مستوى معنوية 1% و هذا ما يعني أن معامل الاتجاه العام لا يختلف جوهريا عن الصفر أي قبول الفرضية H_0 و بالتالي نمر إلى تقدير النموذج الثاني.

- **تقدير النموذج الثاني**

أولا نقوم باختبار معنوية الثابت c أي اختبار : $H_0 : c=0$

$$t_{\hat{c}} = -0,61 < t_{tab}^{0.01} = 3,22$$

نلاحظ أن t المحسوبة أصغر من t الجدولية عند مستوى معنوية 1% و بالتالي نقبل الفرضية H_0 ، و بالتالي نمر إلى تقدير النموذج الأول.

- **تقدير النموذج الأول:**

نقوم باختبار جذر الوحدة : $H_0 : \Phi=1$

$$t_{\hat{\emptyset}} = -6.75 < t_{tab}^{0.01} = -2.69$$

نلاحظ أن t المحسوبة أصغر من t الجدولية عند مستوى معنوية 1% و هذا ما يعني أن السلسلة $\mathbf{LnPIB_t}$ مستقرة من الدرجة الأولى I (2).

و يمكن تلخيص، بإتباع نفس المنهجية، نتائج اختبارات فيليبس بيرون**PP** لتحديد درجة استقرار كل المتغيرات في الجدول التالي:

الجدول رقم 2: نتائج اختبار جذر الوحدة.[15]

اختبار فليبس بيرون*PP									
	المستوى			الفروق الأولى			الفروق الثانية		
المتغيرات	حد ثابت و اتجاه زمني	حد ثابت	بدون حد ثابت	حد ثابت و اتجاه زمني	حد ثابت	بدون حد ثابت	حد ثابت و اتجاه زمني	حد ثابت	بدون حد ثابت
LnPIB	-2.9	-2.93	5.33	-4.17	-3.63	-1.99	-6.58	-6.77	-6.75
LnTR	-2.79	-1.24	4.87	-2.51	-1.89	-1.79	-5.02	-5.09	-5.05
LnImpt	-3.49	-1.25	4.83	-4.36	-4.57	-2.9			
LnIBS	-3.51	-2.07	4.11	-3.3	-2.98	-1.78	-7.18	-6.96	-6.89
LnIRB	-1.66	-0.25	4.97	-3.42	-3.53	-1.87	-6.86	-7.06	-7.2
LnIC	-3.07	-1.58	2.47	-3.02	-3.15	-2.98			
LnCF	-2.88	-1.48	5.55	-2.18	-2.42	-1.94	-4.17	-4.05	-3.96
القيم الحرجة 1%	-4.46	-3.78	-2.67	-4.49	-3.8	-2.68	-4.53	-3.83	-2.69
PP : تم استخدام معيار (Newey-West) L لتحديد عدد فترات التباطؤ: $L=4(n/100)^{2/9}=4(22/100)^{2/9}=2$:**									

يتضح من خلال اختبار جذر الوحدة أن جميع المتغيرات مستقرة من الدرجة الثانية I(2) باستثناء ايرادات التجارة الخارجية و قيمة الواردات، كما يلاحظ أن كل ضريبة مستقرة من الدرجة مقارنة بوعائها القانوني ما يؤكد إمكانية اختبار التكامل المشترك بينهما.

- **تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بين كل ضريبة و القاعدة الضريبية لها باستخدام طريقة المربعات الصغرى MCO :**

– **تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بين TRو PIB باستخدام MCO.**

1-1- تقدير العلاقة الطويلة المدى بين TRو PIB باستخدام MCO:

$$\log TR_t = \alpha + \beta log PIB_t + \varepsilon_t$$

$$\log TR_t = -2.13 + 0.98\ log PIB_t \quad \ldots\ldots (1)$$

(-6.75) (26.99)

(.) t Student

R^2= 0.97 R^2 ajusté= 0.97 DW= 0.55 F. statistique=728

حيث أن:

TR: إجمالي الإيرادات الضريبية العادية، α: الثابت، β: المرونة الدخلية لإجمالي الإيرادات الضريبية العادية، PIB: الناتج الداخلي الخام

يتضح من خلال النتائج المتحصل عليها أن إحصائية داربن واتسون Durbin-Watson تشير إلى وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء مما يؤثر على نتائج المربعات الصغرى العادية، و لتوضيح ذلك نلجأ اختبار Breusch-Godfrey القائم على مضاعف لاجرانج (Correlation LM Test Serial) و التي تعد من أهم الاختبارات الشائعة الاستخدام في اكتشاف الارتباط الذاتي من الرتبة أعلى من الواحد:[16]

يقوم هذا الاختبار على اختبار الفرضية العدمية التالية:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_p = 0$$

و لاختبار الفرضية العدمية H_0 نقوم بحساب إحصائية مضاعف لاجرانج LM=R^2n و التي لها نفس توزيع x^2 بدرجة حرية p. حيث سيتم رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 1% إذا كان $LM \geq x^2_{0.01}(p)$.

حيث أن:

n: عدد المشاهدات.

$x^2_{0.01}(p)$	LM	R^2	
9.21	12.1	0.55	ρ_1
11.34	12.54	0.57	ρ_2
13.28	13.2	0.6	ρ_3
15.09	13.2	0.6	ρ_4

النتائج المتحصل عليها في الجدول أعلاه تدل على وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الرتبة الثالثة، و لإزالة مشكلة الارتباط الذاتي من النموذج سنستعين بطريقة Cochrane-Orcutt و التي تعتبر من أكثر الطرق استخداما.

$$logTR_t = \alpha + \beta\ logPIB_t + e_t$$

$$logTR_t = -2.92 + 1.07\ logPIB_t + e_t \quad \ldots..(2)$$

(-2.90) (9.53)

$$e_t = 1.48e_{t-1} - 0.69e_{t-2} - 0.96e_{t-3}$$

(6.64) (2.71-) (16.86-)

(.) t Student

R^2= 0.98 R^2 ajusté= 0.97 DW= 1.85 F. statistique=273.47

نلاحظ من معامل المرونة الشاملة المقدر في المعادلة (2) أن الإيرادات الضريبية العادية في المدى الطويل لفترة الدراسة كانت قليلة المرونة، أي أن زيادة في الناتج المحلي الخام بنسبة 1% تؤدي في المدى الطويل إلى زيادة قدرها 1.07% في إجمالي الإيرادات العادية. و منه يمكن القول أن هذه الأخيرة تستجيب بشكل أقل من ما هو مطلوب للتغيرات في الناتج الداخلي الخام و هذا يؤكد أن الضرائب العادية غير منتجة بشكل فعال و كبير للإيرادات.

1-2- دراسة استقرارية البواقي للمعادلة (2)

لمعرفة إذا ما كانت هناك إمكانية لوجود علاقة توازن طويل المدى نقوم بدراسة استقرارية بواقي المعادلة السابقة باستخدام PP .

الجدول رقم 3: اختبار جذر الوحدة لسلسلة البواقي من العلاقة الطويلة المدى بين TR و PIB

المتغيرات	القيمة المحسوبة $t_{\hat{\theta}}$	القيمة الجدولية (t tabulé)		
		1%	5%	10%
سلسلة البواقي e_t	-3.94	-2.69	-1.96	-1.61

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 8

نلاحظ أن t المحسوبة أصغر من t الجدولية عند كل المستويات و هذا ما يعني أن سلسلة البواقي e_t مستقرة في المستوى I (0)، و بالتالي فإن نموذج تصحيح الخطأ هو الأكثر ملائمة في هذه الحالة.

1-3-تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بين TRو PIB.

بما أن المتغيرات (TR و PIB)متكاملة من نفس الدرجة و البواقي مستقرة من درجة أقل يتم تقدير علاقة النموذج الديناميكي (القصير الأجل) باستخدام المعادلة التالية:

$$\Delta \text{LnTR}_t = \alpha_1 \Delta \text{LnPIB}_t + \alpha_2 e_{t-1} + \hat{u}_t, \quad \alpha_2 < 0$$

حيث أن:

α_2: معامل سرعة التعديل

$$e_{t-1} = LnTR_{t-1} - 1.07\ LnPIB_{t-1} + 2.92$$

و منه:

$$\Delta LnTR_t = -0.02 + 0.46\ \Delta LnPIB_t - 0.93\ e_{t-1} + u_t$$
$$(1.26-) \quad (3.05) \quad (4.11-)$$

يمكن إعادة صياغة نموذج تصحيح الأخطاء بالمعادلة التالية:

$$\Delta LnTR_t = -0{,}02 + 0.46\ \Delta LnPIB_t - 0.93\ (LnTR_{t-1} - 1.07\ LnPIB_{t-1} + 2.92) + \hat{u}_t$$

يتضح من خلال النموذج الديناميكي أن المعاملات تختلف جوهريا عن الصفر و معامل سرعة التعديل جوهريا سالب، مما يعني أن نموذج تصحيح الأخطاء ECM محقق؛ كما توضح النتائج أن الزيادة في الناتج الداخلي الخام بنسبة 1% ينتج عنها في المدى القصير زيادة أقل من الواحد (0.93%) في إجمالي إيرادات الضريبة العادية.

2- تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بين IBS و CF باستخدام MCO.

2-1- تقدير العلاقة الطويلة المدى بين IBS و CF باستخدام MCO:

$$\log IBS_t = \alpha + \beta log CF_t + \varepsilon_t$$
$$\log IBS_t = -3.33 + 1.1\ log CF_t \quad \ldots.(3)$$
$$(-14.18) \quad (37.77)$$

(.) t Student

R^2= 0.98 R^2 ajusté= 0.98 DW= 0.68 F. statistique= 1426

حيث أن:

IBS: إيرادات الضريبة على السلع و الخدمات، α: الثابت، β: المرونة، CF: الاستهلاك النهائي

تشير النتائج إلى وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء، و للتأكد من ذلك نلجأ إلى اختبار Brusch-Godfrey، و بنفس المنهجية المتبعة أعلاه نجد: $LM = nR^2 = 22(0.41) = 9.02 < x^2_{0.01}(1) = 9.21$ و هذا يدل على وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الرتبة الأولى. و لإزالة مشكلة الارتباط الذاتي من النموذج سنستعين بطريقة Cochrane-Orcutt.

$$log\ IBS_t = -2{,}67 + 1.22\ log CF_t + e_t$$
$$(-3.25) \quad (10.5)$$
$$e_t = 0.69 e_{t-1}$$

(3.98)

نلاحظ من معامل المرونة الشاملة المقدر في المعادلة (3) أن إيرادات الضرائب على السلع و الخدمات لفترة الدراسة كانت مرنة، أي أن زيادة في الاستهلاك النهائي بنسبة 1% ينتج عنها في المدى الطويل زيادة أكبر من الواحد (1.22%) في إجمالي إيرادات الضريبة على السلع و الخدمات. و بالتالي فإن هذه الأخيرة تستجيب بشكل سريع للتغيرات في الاستهلاك النهائي، و هذا يؤكد أن الضرائب غير المباشرة منتجة بشكل فعال للإيرادات.

2-2- دراسة استقرارية البواقي للمعادلة (3)

لمعرفة إذا ما كانت هناك إمكانية لوجود علاقة توازن طويل المدى نقوم بدراسة استقرارية بواقي المعادلة السابقة باستخدام PP.

الجدول رقم 4: اختبار جذر الوحدة لسلسلة البواقي من العلاقة الطويلة المدى بين IBS و CF

المتغيرات	القيمة المحسوبة $\hat{t}$	القيمة الجدولية (t tabulé)		
		1%	5%	10%
سلسلة البواقي e_t	-4.89	2.68-	1.96-	1.61-

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 8

نلاحظ أن t المحسوبة أصغر من t الجدولية عند كل المستويات و هذا ما يعني أن سلسلة البواقي e_t مستقرة في المستوى I (0)، و بالتالي فإن نموذج تصحيح الخطأ هو الأكثر ملائمة في هذه الحالة.

2-3-تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بين IBS و CF

بما أن المتغيرات (IBS و CF)متكاملة من نفس الدرجة و البواقي مستقرة من درجة أقل يتم تقدير علاقة النموذج الديناميكي (القصير الأجل) باستخدام المعادلة التالية:

$$\Delta LnIBS_t = \alpha_1 \Delta LnCF_t + \alpha_2 e_{t-1} + \hat{u}_t,\ \alpha_2 < 0$$

حيث أن:

$$e_{t-1} = LnIBS_{t-1} - 1.22\ LnPIB_{t-1} + 2.67$$

و منه:

$$\Delta LnIBS_t = 0.78\ \Delta LnCF_t - 1.36\ e_{t-1} + \hat{u}_t$$

(2.52) (-6.46)

يمكن إعادة صياغة نموذج تصحيح الأخطاء بالمعادلة التالية:

$$\Delta LnIBS_t = 0.78\ \Delta LnCF_t - 1.36\ (LnIBS_{t-1} - 1.22\ LnCF_{t-1} + 2.67) + \hat{u}_t$$

يتضح من خلال النموذج الديناميكي أن المعاملات تختلف جوهريا عن الصفر و معامل سرعة التعديل جوهريا سالب، مما يعني أن نموذج تصحيح الأخطاء ECM محقق؛ كما توضح النتائج أن الزيادة في الاستهلاك النهائي بنسبة 1% ينتج عنها في المدى القصير زيادة أقل من الواحد (0.78%) في إجمالي إيرادات الضريبة على السلع و الخدمات.

3- تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بين IC و IMPT باستخدام MCO.

3-1- تقدير العلاقة الطويلة المدى بين IC و IMPT باستخدام MCO:

$$\log IC_t = \alpha + \beta log IMPT_t + \varepsilon_t$$

$$\log IC_t = -0.58 + 0.75\ log IMPT_t \quad .....(4)$$

(-1.57) (15.56)

(.) t Student
R^2= 0.92 R^2 ajusté=0.91 DW= 0.59 F. statistique=242

حيث أن:

IC: إيرادات الضريبة على التجارة الخارجية (حقوق جمركية)، α: الثابت، β: المرونة، IMPT: إجمالي الواردات من السلع و الخدمات

النتائج المتحصل عليها في المعادلة (4) تشير إلى وجود ارتباط ذاتي $DW = 0.59 < d_1 = 1.18$ و باستخدام اختبار Brusch-Godfrey اتضح أنه من الرتبة الثالثة، و لإزالة مشكلة الارتباط الذاتي من النموذج نستخدم طريقة Cochrane-Orcutt.

$$\log IC_t = \alpha + \beta \log IMPT_t + \varepsilon_t$$

$$\log IC_t = 0.13 + 0.65 \log IMPT_t + e_t \dots\dots\dots (5)$$
(0.68) (24.5)

$$e_t = 1.42\, e_{t-1} - 0.84\, e_{t-2} - 0.99\, e_{t-3} + v_t$$
(10.65) (-5.26) (-8.59)

(.) t Student
R^2= 0.97 R^2 ajusté= 0.96 DW= 1.61 F. statistique= 127.8

يتضح من معامل المرونة الشاملة المقدر في المعادلة (5) أن إيرادات الضرائب على التجارة الخارجية (الحقوق الجمركية)لفترة الدراسة كانت قليلة المرونة، أي أن زيادة في حجم التجارة الخارجية بنسبة 1% ينتج عنه زيادة أقل من الواحد في إجمالي إيرادات حقوق جمركية؛ و بالتالي يمكن القول أن إيرادات حقوق جمركية تستجيب بشكل أقل من ما هو مطلوب للتغيرات في قيمة الواردات و هذا قد يرجع إلى تخفيض معدلات الرسوم الجمركية و ضعف أداء القطاع الجمركي.

3-2- دراسة استقرارية البواقي للمعادلة (5)

لمعرفة إذا ما كانت هناك إمكانية لوجود علاقة توازن طويل المدى نقوم بدراسة استقرارية بواقي المعادلة السابقة باستخدام PP .

الجدول رقم 5: اختبار جذر الوحدة لسلسلة البواقي من العلاقة الطويلة المدى بين IC و IMPT

المتغيرات	القيمة المحسوبة $t_{\hat{\alpha}}$	القيمة الجدولية ($t_{tabulé}$)		
		1%	5%	10%
سلسلة البواقي e_t	3.68-	2.7-	1.96-	1.61-

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 8

نلاحظ أن t المحسوبة أصغر من t الجدولية عند كل المستويات و هذا ما يعني أن سلسلة البواقي e_t مستقرة في المستوى I (0)، و بالتالي فإن نموذج تصحيح الخطأ هو الأكثر ملائمة في هذه الحالة.

3-3-تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بين IC و IMPT

بما أن المتغيرات (IC و IMPT)متكاملة من نفس الدرجة و البواقي مستقرة من درجة أقل يتم تقدير علاقة النموذج الديناميكي (القصير الأجل) باستخدام المعادلة التالية:

$$\Delta \text{Ln}IC_t = \alpha_1 \Delta \text{Ln}IPMT_t + \alpha_2 e_{t-1} + \hat{u}_t,\ \alpha_2 < 0$$

حيث أن:

$$e_{t-1} = \text{Ln}IC_{t-1} - 0.65\ \text{Ln}IMPT_{t-1} - 0.13$$

و منه:

$$\Delta LnIC_t = -0.01 + 0.46\ \Delta LnIMPT_t - 1.5\ e_{t-1} + \hat{u}_t$$
(2.35) (-5.41)

يمكن إعادة صياغة نموذج تصحيح الأخطاء بالمعادلة التالية:

$$\Delta LnIC_t = -0{,}01 + 0.46\ \Delta LnIMPRT_t - 1.5\ (LnIC_{t-1} - 0.65\ LnIMPT_{t-1} - 0.13) + \hat{u}_t$$

يتضح من خلال النموذج الديناميكي أن المعاملات تختلف جوهريا عن الصفر و معامل سرعة التعديل جوهريا سالب، مما يعني أن نموذج تصحيح الأخطاء ECM محقق؛ كما توضح النتائج أن زيادة في الواردات بنسبة 1% تؤدي في المدى القصير إلى زيادة قدرها 0.46% في إجمالي الحقوق الجمركية.

- **تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بين IRB و PIB باستخدام MCO.**

2-3- تقدير العلاقة الطويلة المدى بين IRB و PIB باستخدام MCO:

$$\log IRB_t = \alpha + \beta log\, PIB_t + \varepsilon_t$$
$$\log IRB_t = -5.46 + 1.23\ log PIB_t \quad \ldots.(6)$$
(-9.35) (18.24)

(.) t Student

R^2= 0.94 R^2 ajusté= 0.94 DW= 0.41 F. statistique= 332.94

حيث أن:

IRB: إيرادات الضريبة على الأرباح و الدخول α: الثابت β: المرونة PIB: الناتج الداخلي الخام

النتائج المحصل عليها في المعادلة السابقة تشير إلى وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء، و بالاعتماد على اختبار Brusch-Godfrey اتضح أنه من الرتبة الثالثة، و لإزالة مشكلة الارتباط الذاتي من النموذج نستخدم طريقة Cochrane-Orcutt.

$$logIRB_t = \alpha + \beta logPIB_t + \varepsilon_t$$
$$logIRB_t = -7.4 + 1.45\ logPIB_t + e_t \ldots\ldots(7)$$
(-7.11) (12.59)
$$e_t = 0.9e_{t-1} - 0.54e_{t-2} + 0.95e_{t-3} + v_t$$
(5.29) (-3.31) (26.96)

(.) t Student

R^2= 0.97 R^2 ajusté= 0.97 DW= 1. 86 F. statistique= 127.46

و توضح النتائج أن الناتج الداخلي الخام يؤثر على إجمالي إيرادات الضريبة على الأرباح و الدخول، و يلاحظ أن أي زيادة في الناتج المحلي الخام بنسبة 1% ينتج عنها في المدى الطويل زيادة قدرها 1.45% في إجمالي إيرادات الضريبة على الأرباح و الدخول.

2-4- دراسة استقرارية البواقي للمعادلة (7)

لمعرفة إذا ما كانت هناك إمكانية لوجود علاقة توازن طويل المدى نقوم بدراسة استقرارية بواقي المعادلة السابقة باستخدام PP .

الجدول رقم 6: اختبار جذر الوحدة لسلسلة البواقي من العلاقة الطويلة المدى بين IRB و PIB

المتغيرات	القيمة المحسوبة $t_{\tilde{\theta}}$	القيمة الجدولية ($t_{tabulé}$)		
		1%	5%	10%
سلسلة البواقي e_t	-5.32	2.7-	1.96-	1.61-

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 8

نلاحظ أن t المحسوبة أصغر من t الجدولية عند كل المستويات و هذا ما يعني أن سلسلة البواقي e_t مستقرة في المستوى I (0)، و بالتالي فإن نموذج تصحيح الخطأ هو الأكثر ملائمة في هذه الحالة.

4-3- تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بين IRB و PIB:

بما أن المتغيرات (**بين** IRB **و** PIB)متكاملة من نفس الدرجة و البواقي مستقرة من درجة أقل يتم تقدير علاقة النموذج الديناميكي (القصير الأجل) باستخدام المعادلة التالية:

$$\Delta LnIRB_t = \alpha_1 \Delta LnPIB_t + \alpha_2 e_{t-1} + \hat{u}_t,\ \alpha_2 < 0$$

حيث أن:

α_2: معامل سرعة التعديل

$$e_{t-1} = LnIRB_{t-1} - 1.4\ LnPIB_{t-1} + 7.11$$

و منه:

$$\Delta LnIRB_t = -0.01 - 0.07\Delta LnPIB_t - 0.6e_{t-1} + \hat{u}_t$$
$$(-0.38) \qquad (-0.02) \qquad (-1.73)$$

يتضح من خلال النموذج الديناميكي أن جميع المعلمات لا تختلف جوهريا عن الصفر، مما يعني أن نموذج تصحيح الأخطاء ECM غير محقق.

IV. الخلاصة:

خلصت النتائج إلى أن معامل المرونة الشاملة للإيرادات الضريبية العادية لفترة الدراسة كانت قليلة المرونة، أي أن هذه الأخيرة تستجيب بشكل أقل من ما هو مطلوب للتغيرات في الناتج الداخلي الخام، و هذا يؤكد أن الضرائب العادية غير منتجة بشكل فعال و كبير للإيرادات. و قد تعزى المرونة المنخفضة نسبيا إلى هيمنة إيرادات الضرائب غير المباشرة على إجمالي إيرادات الجباية العادية، حيث سجلت إيرادات الضرائب على السلع و الخدمات لوحدها متوسط قدره 43.41% من عائدات الضرائب العادية خلال الفترة 1993-2014، مما يوحي اعتماد الجزائر على الضرائب غير المباشرة كأحد الوسائل المهمة للحصول على إيرادات ضريبية غير بترولية و تحقيق العديد من الأهداف الاقتصادية والاجتماعية، باعتبارها إحدى الأدوات الفعالة التي يمكن أن تلجأ إليها الحكومة في تحقيق التوازن بين الطلب والعرض؛ أي عكس ما هو سائد في البلدان المتقدمة، الأمر الذي أشارت إليه بعض الدراسات حين حاولت الربط بين النمو الاقتصادي و انعكاسه على النظام الضريبي السائد و مدى الأهمية النسبية لكل ضريبة. حيث أشار Hinrichs G في إحدى دراساته من خلال الاعتماد على المنهج التاريخي و أسلوب التحليلات القطاعية إلى أنه في المراحل الأولى للتنمية الاقتصادية تكون نسبة الضرائب المباشرة إلى الضرائب غير المباشرة مرتفعة نسبيا، و مع الاستمرار في عملية التنمية الاقتصادية تزداد الأهمية النسبية للضرائب غير المباشرة على حساب انخفاض الأهمية النسبية للضرائب المباشرة، و في المراحل المتقدمة للنمو تتلاشى الأهمية النسبية للضرائب غير المباشرة تاركتا المجال للأهمية النسبية للضرائب المباشرة.[17]

و ترجع أهمية الضرائب غير المباشرة في بنية النظام الضريبي الجزائري، إضافة إلى العوامل السابقة الذكر، و إلى التطبيق السخي للإعفاءات الجبائية خاصة للمؤسسات المنشأة في إطار برامج تشجيع الشباب على الاستثمار، إضافة إلى كبر حجم القطاعات التي يصعب فرض ضرائب عليها مثل الأعمال التجارية الصغيرة؛ كما تجدر الإشارة إلى أن تفشي ظاهرة الفساد قد تشجع و تغذي انتشار الأنشطة الموازية.، و إلى طبيعة الهيكل الاقتصادي الذي يعتبر واحد من العوامل التي تؤثر على مستوى الضرائب Tanzi 1992؛فكلما

كانت نسبة مساهمة القطاع الزراعي في الناتج الداخلي الخام كبيرة كلما كان من المتوقع أن يتولد عنه عوائد منخفضة لصعوبة فرض ضرائب مباشرة على القطاع الزراعي لان معظم عمال القطاع موسميين و يتقاضون أجورهم نقدا، إضافة إلى ذلك عادة ما يستفيد القطاع الزراعي بإعفاءات و امتيازات ضريبية، و لقد اتضح في هذا الصدد من دراسة لـ Musgrave[18] أن نسبة الضرائب غير المباشرة إلى إجمالي الضرائب يرتبط عكسيا مع نصيب الفرد من الدخل القومي و يرتبط طرديا مع مساهمة القطاع الزراعي في الناتج القومي.

ومن بين العوامل المهمة المؤدية لانخفاض مستوى الضرائب و التي يتسم بها الاقتصاد الجزائري هي ظاهرة ما يسمى بالاقتصاد الخفي، حيث يرى Pyle 1989 أن إحدى الآثار المترتبة على وجود الاقتصاد الخفي هو وجود جزء من الدخل لا تفرض عليه ضرائب،[19] إضافة إلى تأثير ذلك على إنتاج إحصائيات يعتمد عليها، هذا النقص في المعطيات و البيانات من شأنه أن يحول دون التقييم المكتمل لصانعي السياسات للتأثير المحتمل حدوثه نتيجة للتغيرات الأساسية في النظام الضريبي.[20]

كما توصلنا في هذه الدراسة إلى أن إيرادات الضرائب على السلع و الخدمات لفترة الدراسة كانت مرنة، أي إيرادات هذا النوع من الضرائب تستجيب بشكل سريع للتغيرات في الاستهلاك النهائي، و هذا يؤكد أن الضرائب غير المباشرة منتجة بشكل فعال للإيرادات. و في نفس الصدد توصلنا إلى أن المرونة الشاملة للضريبة على الأرباح و الدخول للفترة قيد الدراسة كانت مرنة؛ و قد يرجع هذا إلى الزيادة المعتبرة في الأجور في السنوات الأخيرة.

أما في ما يخص الإيرادات الضريبية المتأتية من التجارة الخارجية فقد اتضح من مختلف الدراسات في هذا المجال أن قطاع الاستيراد يعتبر مهم في تحصيل الإيرادات الضريبية في معظم البلدان النامية، إلا أن إيرادات الضرائب على التجارة الخارجية (الحقوق الجمركية) لفترة الدراسة كانت ضعيفة المرونة، و قد يرجع هذا إلى تخفيض معدلات الرسوم الجمركية و ضعف أداء القطاع الجمركي.

المقترحات:

عل ضوء ما سبق، يمكن تقديم مجموعة من المقترحات و التي تتمثل في:

1-العمل على زيادة القاعدة الضريبية من خلال القضاء على الاقتصاد الخفي من خلال فرض ضرائب على جميع مصادر الدخل بالشكل الذي يساهم في زيادة الإيرادات الضريبية العادية؛ و بالتالي الخروج من خندق التبعية البترولية و الوصول إلى اقتصاد متنوع يسمح بتحصيل إيرادات جبائية إضافية دون إهمال العوامل الأخرى التي من الممكن أن تؤثر على القدرة الجبائية كالاستقرار السياسي و الأمني، كفاءة جودة الإدارة الجبائية؛ إضافة إلى أن قوة الدولة في التعامل مع المتهربين من الضريبة و التي تلعب دورا مهما في القدرة التساهمية (Bird, Martinez- Vazquez, Torgler 2004)

2-القضاء على ظاهرة الفساد و التحسين من جودة الخدمات العمومية، الامر الذي ينمي روح التكافل الاجتماعي لدى المكلفين بالضريبة.

3-تحسين الايرادات المتأتية من الضرائب على أرباح الشركات بتقليص نطاق الامتيازات الجبائية الممنوحة و الذي قد ينعكس سلبا على إيرادات الضرائب المباشرة. وذلك عن طريق تقييم فعالية هذه الامتيازات من خلال قياس التكلفة المالية التي يمكن أن تحدثها هذه الامتيازات الممنوحة للاستثمارات، و مقارنتها بحجم الضرائب على الدخول الاضافية (الأجور، الأرباح) الممكن جبايتها لاحقا من هذه الاستثمارات؛ و مقارنتها كذلك بالأثار التي تحدثها هذه الاستثمارات على الناتج الوطني و على تشغيل اليد العاملة المحلية. و في هذا الصدد، يمكن الاشارة إلى أن القرار الاستثماري لا يخضع فقط للامتيازات الجبائية، وإنما يخضع لاعتبارات أخرى تستند إليها الشركات الأجنبية بالدرجة الأولى كتوافر اليد العاملة المؤهلة، الاستقرار السياسي و الأمني، ليونة القوانين المتعلقة بالعلاقات المالية الدولية، و توفر البني التحتية المناسبة. لهذا يجب على السلطات، قبل سن أي قوانين فيما يخص اتخاذ الاجراءات الخاصة بمنح الامتيازات الجبائية للاستثمارات، القيام بدراسة معمقة من خلال محاولة الموازنة بين تقليل التكلفة المالية الناجمة عن منح الامتيازات من جهة، و تحقيق الفعالية الاقتصادية من جهة أخرى.

و لتحقيق هذه الأهداف يجب أن تتميز السياسة الجبائية بجهد جبائي مناسب، و هي الحالة التي تكون فيها الإيرادات الجبائية الفعلية مساوية للإيرادات الجبائية المقدرة (المحتملة) (Potentiel). فبلوغ الجهد الجبائي هذا المستوى يسمح بتحصيل أكبر قدر ممكن من الإيرادات في ظل الظروف الاقتصادية السائدة دون أن يكون لذلك الأثر السلبي على مسار التنمية، و انخفاضه عن هذا المستوى يفوت على الدولة فرصة استغلال ايرادات إضافية، أما ارتفاعه عن المستوى اللازم من شأنه أن يكون له تأثير سلبي على النشاط الاقتصادي مما يعرقل ويكبح عجلة التنمية الاقتصادية؛ لذلك يكون من المهم تحديد الجهد الجبائي و مراقبته.

الإحالات والمراجع :

[1]. قانون رقم 90-36 المؤرخ في 31 ديسمبر 1990 المتضمن لقانون المالية لسنة 1991.

[2]. Bilquees. F, **Elasticity and Buoyancy of theTax System in Pakistan**, The Pakistan Development Review 43: 1 (Spring 2004) p 73.

[3]. مصطفى الكثيري، **النظام الجبائي و التنمية الاقتصادية في المغرب**، دار النشر المغربية 1985، ص 182

[4]. Farooq Rasheed, **An analysis of the tax buoyancy rates in Pakistan**, Market Fories, vol 2 № 3, 2006, p 4.

[5]. QaziMasood Ahmed, SulaimanD.Mohamed, **Determinant of tax Buoyancy, Empirical evidence from developing countries**, European Journal of social sciences, vol 13, №3,2010

[6]. Joseph Jason Cotton, T**he Buoyancy and Elasticity of Non-Oil Tax Revenues in Trinidad and Tobago (1990-2009)**, Working papers for central Bank of Trinidad and Tobago, WP 06/2012 April 2012, p 3.

[7] Vincent. B, Dora. B, Ruud. M, John. N, **Tax in OCDE countries**, IMF working paper, wp/14/110, june 2014.

[8]. Toni-Anne T. Milwood, **Elasticity and Buoyancy of the Jamaican Tax System**, Fiscal and Economic Programme Monitoring Department Bank of Jamaica.

[9]. William Gabriel Brafu-Insaidoo, Camara Kwasi Obeng, **Import liberalisation and import tariff yield in Ghana : Estimating Tariff Buoyancy and Elasticity**, American Journal of Economics 2012, 2(2): 20-25 DOI: 10.5923/j.economics.20120202.04, p 21.

[10]. من إعداد الباحثين.

[11]. لعدم توفر معطيات عن أرباح الشركات لفترة الدراسة 1993-2011 تم الاستناد إلى الناتج الداخلي الخام كوعاء عام للضريبة على الأجور وأرباح الشركات.

[12]. Régis Bourbonnais, op cit, p 182.

[13]. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سبق ذكره، ص 688.

[14]. Régis Bourbonnais, **Econométrie : Manuel et exercices corrigés**, Dunod, 8ème édition, Paris 2011, pp 247.

[15]. من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 8

[16]. Régis Bourbonnais, **Econométrie : Manuel et exercices corrigés**, op cit, pp 132,133.

[17]. سعيد عبد العزيز عثمان، شكري رجب العشماوي، **اقتصاديات الضرائب (سياسات، نظم، قضايا معاصرة)**، الدار الجامعية 2007،، ص ص 341،342.

[18]. سعيد عبد العزيز عثمان، شكري رجب العشماوي، مرجع سابق، ص ص 343، 344.

[19]. Farooq Rasheed, op cit, p 3.

[20]. V. Tanzi, H. Zee, **Tax policy for developing countries**, IMF working paper 2001, op cit, p 2.