الجمهوريــة الجزائريــة الديمقراطيــة الشعبيــة
République Algérienne Démocratique et Populaire

وزارة التعليـم العالـي و البحـث العلمـي الجمهوريـة
Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique

المديريـة العامـة للبحـث العلمـي و التطويـر التكنولوجـي
Direction Générale de la Recherche Scientifique et du Développement Technologique

DGRSDT
من أجل بحث مفيد

Rapport final de projet

التقرير العام لمشروع البحث

PNR البرنامج الوطني للبحث في:	Organisme pilote الهيئة المشرفة
27/U13/2041	*CREAD*

Domiciliation du projet : مؤسسة توطين المشروع:

Université de Tlemcen, Faculté des Sc/ Economiques, de Gestion et des Sc/Commerciales

Intitulé du projet : عنوان المشروع :

الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية و القدرة على الاستمرار في تحمل العجز الموازني

Intitulé du domaine	الميدان **الهيئات المؤسسات القواعد التنظيم والحوكمة**
Intitulé de l'axe	المحور المحور الثاني **الهيئات وطرق تدخلاته**
Intitulé du thème	الموضوع الموضوع 1 **الاقتصاد العمومي ودور الدولة**

Chef de projet رئيس المشروع		
Nom et prénom اللقب و الاسم	**Grade** الرتبة	**Etablissement de rattachement** المؤسسة المستخدمة
BOUHANNA ALI	**Professeur**	**Université de Tlemcen**

Equipe de recherche أعضاء المشروع			
Nom et prénom اللقب و الاسم	**Grade** الرتبة	**Etablissement de rattachement** المؤسسة المستخدمة	**Observation** الملاحظة
CHIBI ABDERRAHIM	**Maitre conférences B**	**Annexe de Maghnia, Université de Tlemcen**	
DJELTI GHANEM	**Maitre Assistant A**	**Université de Tlemcen**	

الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية
وزارة التعليم العالي و البحث العلمي
جامعة أبو بكر بلقايد – تلمسان–
كلية العلوم الإقتصادية و التسيير و العلوم التجارية

مخبر النقود و المؤسسات المالية بالمغرب العربي (**MIFMA**)

تقرير عام لمشروع بحث حول:

الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية و القدرة على استدامة تحمل العجز الموازني و الدين العام: حالة الجزائر

أعضاء فريق البحث:
د. شيبي عبد الرحيم
أ. جلطي غانم

رئيس المشروع:
أ.د. بوهنة علي

الفهـــرس

I) مقدمــة.....3
II) إشكالية البحث و فرضياته.....4
III) أهداف المشروع و أهميته.....5
IV) المهام المسطرة للمشروع.....6
V) سياق البحث (أدبيات الدراسة).....7
VI) الأسس النظرية للدراسة.....15
VII) المنهج والأدوات المستعملة في البحث.....39
VIII) النتـائـج التطبيقية للدراسة.....41
IX) الخاتمــة.....69
X) المراجــع.....77
XI) حصيلة الأعمال و النشاطات العلمية التي قام بها فريق البحث.....81

I) مقدمة:

ما فتئ النقاش يزداد من يوم إلى آخر بخصوص موضوع تدخل الدولة في الحياة الاقتصادية لبلوغ التنمية المنشودة، بالرغم من تغير القناعات وتقلب الخلفيات الإيديولوجية للمنظرين وأصحاب القرار الاقتصادي، وذلك أن هناك إدراكا في كل دول العالم بأن السوق القائمة حاليا غير مكتملة، مما يجعلها عاجزة عن إعطاء الإشارات السعرية وغيرها بشكل سليم. كما أدى تشابك وتداخل مجالات النشاط الاقتصادي إلى بروز ما يعرف بالآثار الخارجية (externalités) بشكل أصبح معه تحديد تكاليف الإنتاج الفعلية أمرا غير ميسور. وأمام هذه الاعتبارات كان لابد من إدراك أن مستوى معينا لتدخل الدولة في الاقتصاد هو أكثر من ضروري، وهو ما يطرح إشكالية الأدوات الأكثر نجاعة الممكن للدولة استخدامها للتأثير في الواقع الاقتصادي والتقليل من الفوارق الاجتماعية. في الواقع أن هذا الجدال ليس حديثا، وإنما يعود إلى المساجلات بين مختلف أنصار المدارس الفكرية حول ما إذا كانت الحكومات أم الأسواق هي الأكثر قدرة على تخصيص الموارد، وفي هذا المقام نخص بالذّكر كلاّ من المقاربة النيوكلاسيكية المقيّدة لدور الدولة في الاقتصاد، و المقاربة الكينزية التدخّلية للدولة في الاقتصاد.

في الجزائر، ومنذ بداية التسعينات، شرعت السلطات في تطبيق مجموعة من الإصلاحات الاقتصادية من أجل تغيير نمط تسيير الاقتصاد و التخفيف من تبعية السياسة المالية للإيرادات النفطية، بحيث تم تبنّي قانون الإصلاح الضريبي سنة 1992، كما تخلت الدولة عن النهج الاشتراكي و الانتقال إلى اقتصاد السوق من خلال التخلي التدريجي عن التدخل في الاقتصاد خاصة فيما يتعلق بدعم الأسعار و فسح المجال للمبادرة الخاصة. و رغم الإصلاحات المنتهجة آنذاك و التي اهتمت فقط بإعادة الهيكلة التنظيمية للمؤسسات العمومية مصحوبة بتطهير مالي لهذه الأخيرة غير أنها لم تمس علاقات التشغيل. وعليه تقهقرت الحالة العامة للنمو الاقتصادي وللتشغيل نتيجة غياب الاستثمارات الجديدة من قبل المؤسسات الاقتصادية العمومية و الخاصة في ظل تطبيق السياسة العامة و

أهداف برنامج التعديل الهيكلي المطبق سنة 1994، و منه أصبحت هذه المؤسسات بصورة مزمنة غير منتجة ومتخمة بالعمل، و بذلك وصلت معدّلات البطالة إلى مستويات مرتفعة حيث بلغت نسبة 28% سنة 1998. أما عن النمو الاقتصادي فقد عرف في هذه الفترة معدلات سالبة (-1% سنة 1988، -1.2% سنة 1991، -0.9% سنة 1994)، و نفس الشيء يمكن قوله عن معدّلات التضخم التي وصلت إلى أعلى مستوياتها سنة 1992 إذ بلغت حوالي 31.66% . غير أن أهم ما ميز هذه المرحلة هو ارتفاع حجم الدين العمومي للدولة نتيجة ارتفاع حجم المديونية الخارجية وتبني الدولة لسياسة التطهير المالي للمؤسسات العاجزة، مما أسفر عن اختلال في المالية العامة للدولة أضفى ميزة عدم القدرة على التحمل الموازني.

عودة ارتفاع أسعار المحروقات إبتداء من الثلاثي الأخير لسنة 1999 أضفى نوعا من الراحة المالية على هذه الفترة تم استغلالها في بعث النشاط الاقتصادي من خلال سياسة مالية تنموية، عبّر عنها ارتفاع حجم الإنفاق العام ضمن ما سمي بمخطط دعم الإنعاش الاقتصادي، بحيث ارتفعت نسبة الإنفاق العمومي من الناتج المحلي الخام من 28,31% سنة 2000 إلى حوالي 43 % سنة 2009. فمبلغ 155 مليار دولار الذي تم اعتماده خارج ميزانية الدولة لتمويل هذا البرنامج، ثم 286 مليار دولار، يعبران بوضوح عن رغبة الدولة في انتهاج سياسة مالية تنموية ذات طابع كينـــزي تهدف إلى تنشيط الطلب الكلي من خلال تحفيز المشاريع الاستثمارية العمومية الكبرى. وقد ساهمت السياسة المالية بشكل ملحوظ في تحسين بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية ظاهريا، لعل من أهمها انخفاض حجم المديونية الخارجية إلى حدود 5,164 مليار دولار سنة 2010، وارتفاع نسب النمو الاقتصادي إلى مستويات مقبولة، إذ بلغت نسبة 3.4% كمتوسط نمو سنوي خلال الفترة 2004-2010. نفس الشيء عرفته مستويات التشغيل أين انخفضت نسبة البطالة في الجزائر إلى أكثر من النصف خلال السنوات الستة الماضية، إذ سجلت الأرقام الرسمية لسنة 2010 نسبة 10%. أما عن معدلات التضخم فقد وصلت إلى أدنى مستوياتها حيث بلغت 3.6% كمتوسط سنوي خلال الفترة 2004-2010.

إن خصوصية الاقتصاد الجزائري المعتمد على صادرات النفط تتوافق مع مضمون الفقرة السابقة، هذا إذا ما علمنا أن الجباية البترولية فاقت لوحدها نسبة 70% من الإيرادات الكلية للدولة خلال العشر سنوات الأخيرة، مما يجعل رسم السياسة المالية و التوازنات المالية للدولة مرهونة بتقلبات أسعار النفط، هذه الأخيرة التي ستبقى معرضة للإنهيار في أي وقت خاصة مع انخفاض الطلب العالمي من جزاء الأزمة المالية الأخيرة. إضافة إلى ذلك، إن سعي الجزائر للانضمام إلى منظمة التجارة العالمية و توقيعها لاتفاقية الشراكة الأورومتوسطية ينطلقان من مبدأ تفكيك التعريفة الجمركية على عدة مراحل، ومثل هذا التفكيك سيؤدي إلى انخفاض حاصل الجمارك ضمن الإيرادات العامة للميزانية و التي تمثل أزيد من 3% من الناتج المحلي الإجمالي، إذ يتوقع أن تخسر الجزائر حوالي 5 مليار $ من جراء هذا التفكيك. هذا و بالإضافة إلى انتهاج سياسة تخفيف الضغط الجبائي (الإعفاءات الضريبية) بغية تحفيز القطاعين الحقيقي و المالي.

من جهة أخرى، أغفلت السلطات المالية بالجزائر الطرف الآخر من معادلة السياسة المالية، بحيث لم تُنمّ قدراتها في تحصيل الإيرادات، هذا إذا ما علمنا أن الدولة تخسر حوالي 100 مليار دج سنويا من جراء التهرب و الغش الضريبي أي ما يعادل حوالي 75% من قيمة الجباية العادية المحققة، و هو رقم كبير جدا. و تتغذى هذه الظاهرة من السوق الموازية التي تمثل حسب تقرير للبنك العالمي ما يقارب 34,1% من الناتج المحلي الإجمالي، أي في حدود 35 مليار$، وهو مستوى كبير جدا إذا ما قارناه مثلا مع قيمة الواردات الجزائرية التي تفوق في المتوسط حدود 30 مليار$، و هذا ما يطرح مجددا أمام السلطات المالية بالجزائر مدى إمكانية الاستمرار في تمويل نفقات التسيير المتعلقة خاصة بتنامي أجور الوظيف العمومي، ودعم المواد الأساسية، وأيضا النفقات الرأسمالية المتعلقة ببرامج الإنعاش الاقتصادي التوسعية، وكيفية تعويض هذا النقص في الإيرادات الذي يضمن التوازنات المالية في الاقتصاد و يحافظ على ملاءة الدولة.

II) إشكالية البحث و فرضياته:

على ضوء ما سبق ذكره، تنضوي إشكالية بحثنا هذا على استكشاف الآثار التجميعية لصدمة موازنية (choc budgétaire) على المتغيرات الاقتصادية الكلية، و مدى قابلية استدامة السياسة الاقتصادية والسياسات المالية المستقبلية المتوقعة، بشكل يحافظ على التوازن المالي ما بين الأزمنة (l'équilibre budgétaire intertemporel) و ملاءة الدولة.

وعلى إثر ذلك، يمكننا صياغة إشكالية بحثنا على النحو التالي:

" ما هي الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية بالجزائر، و هل هناك قدرة على الاستدامة في تحمل العجز الموازني و الدين العام".

ونحن بصدد البحث والتمحيص، استنطقتنا بعض التساؤلات الفرعية التي يمكن أن نسْتشِفَّها على ضفاف التساؤل الجوهري، و التي يمكن بلورتها في التفصيلات التالية:

- كيف يتفاعل صناع قرار السياسة المالية مع تقلبات الدورة الاقتصادية ؟ هل ينتهجون سياسات مالية ظرفية ذات نسق كينـــزي، أم لاكينـــزي أم ضد الكينـــزي ؟ أم أنهم يكتفون فقط بتطبيق سياسات مالية هيكلية ؟
- هل تأثير السياسة المالية في النشاط الاقتصادي متماثل في جميع الظروف ؟ أم أنه يختلف في الأوقات الحرجة أو السيئة (الركود) عما هو عليه في الأوقات الجيدة (الرواج) ؟
- عـــبر أي قناة تنتقل الصدمات في متغيرات السياسة المالية إلى بقية المتغيرات الاقتصادية الكلية؟
- كيف هو سلوك العجز الموازني و الدين العام ؟ أهو ثابت أم يتغير ؟
- هل الصدمات الإيجابية و السلبية في رصيد ميزانية الحكومة و الدين العام متماثلة (symmetric) أم متناظرة (asymmetric)؟

و لتسهيل الإجابة على التساؤلات المطروحة أعلاه، إرتأينا وضع الفرضيات المحتملة التالية:

- يتفاعل صناع قرار السياسة المالية مع تقلبات الدورة الاقتصادية بالجزائر بنسق ضد كينـــزي (anti keynésienne) مساير لاتجاه الدورة الاقتصادية (procyclique).
- تأثير السياسة المالية في النشاط الاقتصادي بالجزائر غير متماثل، حيث تكون مضاعفات أدواتها فعالة في فترات الركود أكثر منها في فترات الرواج.
- هناك إدارة نشطة للدين العام وعجز الموازنة بالجزائر من خلال وجود أثر عتبة بهذين المتغيرين (سلوك لاخطي)، إذ أن هناك لاتماثل في عملية التعديل، أين تتدخل الحكومات للحد من العجز و تفاقم الدين فقط عندما يفوق هذا الأخير عتبة معينة.

III) أهداف المشروع و أهميته:

يندرج موضوع المشروع ضمن الاقتصاد الكلي المالي، إذ يهدف إلى تحليل الأسس النظرية الاقتصادية و الخلفيات المعتمدة في رسم السياسة المالية، مع تقييم آثارها على مجموعة من المتغيرات الاقتصادية الكلية بالاقتصاد الجزائري (النمو و مكونات الناتج المحلي من استهلاك و استثمار، التضخم، معدل الفائدة). أيضا تحليل التوازن المالي ما بين الأزمنة (équilibre budgétaire

intertemporel) و ملاءة (solvabilité) الدولة من خلال دراسة القدرة على استدامة تحمل (soutenabilité) العجز الموازني و الدين العام بالجزائر.

تنبع أهمية المشروع من الدور الذي أصبحت تضطلع به السياسة المالية باعتبارها كمحرك للتنمية الاقتصادية و الاجتماعية، و كأداة لتحليل أهم آثار النشاط المالي للدولة بالنسبة لطائفة من العلاقات الاقتصادية الأساسية كقيم و أسعار السلع و الخدمات، ومستوى الطلب الإجمالي. هذا الموضوع أيضا أسال الكثير من الحبر، خاصة مع انتهاج معظم الدول المتأثرة بالأزمة المالية الأخيرة لحزم إنقاذ مالية خيالية، قابلها تفاقم هائل في عجز الموازنة و الدين الأمريكي مثلا خلق أزمة سياسية بين الجمهوريين و الديمقراطيين حول سقف الدين، و الأسوأ من ذلك أزمة ديون سيادية في اليونان و إيطاليا و البرتغال و إسبانيا و إيرلندا التي تهدد الآن الاستقرار المالي و حتى العملة في الاتحاد الأوربي. فيحين يطرح في الجزائر مدى فعالية السياسات المالية التوسعية المنتهجة (برامج الإنعاش الاقتصادي التي أنفق فيها ما يعادل تقريبا 432 مليار دولار)، و أيضا مدى إمكانية الاستمرار في تمويل السياسات التنموية و الكم الهائل من نفقات التسيير المتعلقة خاصة بتنامي أجور الوظيف العمومي، و التحويلات الاجتماعية (10 % من الناتج الداخلي الخام)، وأيضا النفقات الرأسمالية المنضوية تحت برامج الإنعاش الاقتصادي، وأيضا كيفية تعويض النقص في الإيرادات (تراجع إنتاج الغاز بـــ 8 % والبترول بـــ 17 %،...) الذي يضمن التوازنات المالية في الاقتصاد و يحافظ على ملاءة الدولة.

وفي هذا الصدد، يهدف هذا المشروع إلى تحليل الأسس الاقتصادية للسياسة المالية و النقاشات المتعلقة بتقييم آثارها على النشاط الاقتصادي، وفهم طبيعتها حسب حالة الدورة الاقتصادية من جهة. و من جهة أخرى تحليل الأسس التقنية والفنية للتوازنات المالية للدولة من خلال تقييم السلامة المالية أو الاقتدار المالي، و ذلك من خلال دراسة مدى إمكانية استدامة تحمل عجز الموازنة و الدين العام. هذا و مع معرفة واقع هذا الموضوع بالنسبة للاقتصاد الجزائري بغية اقتراح حلول و توصيات من شأنها أن تساعد في رسم مضامين السياسات المالية المستقبلية.

هذا، وسنحاول معالجة موضوع البحث بأسلوب و نسق جديدين يختلفان عن كل المعالجات السابقة لهذا الموضوع و التي طالما حصرت معالجته في الإطار القانوني للمالية العامة للدولة و الدراسات الوصفية فقط. واشتمل هذا المشروع على تحليل اقتصادي نظري ثري قد يغطي نقص المراجع المكتوبة باللغة العربية و الخاصة بتحليل بعض جوانب هذا الموضوع، كالقدرة على استدامة التحمل الموازني مثلا. كما يحتوي في طياته على تحليل قياسي لواقع هذا الموضوع بالجزائر يمكن اعتباره من الناحية الفنية و التقنية كمرجع مهم لكل من له اهتمام بمجال القياس الاقتصادي و التقدير الكمي لسلوك الظواهر الاقتصادية، خاصة فيما يتعلق بالنمذجة اللاخطية لهذه الأخيرة. و بالتالي يمكن اعتبار هذا المشروع كمادة علمية في موضوعها تثري المكتبة الجامعية بمرجع لصيق بالاهتمامات الأكاديمية المعاصرة من جهة، و ذي صلة بانشغالات الاقتصاديين، السياسيين و حتى المواطنين من جهة أخرى.

IV) المهام المسطرة للمشروع

من أجل إنجاز هذا المشروع تتبعنا المراحل الآتية :

المرحـــلة الأولى :عملية رصد جمع المعلومات الخاصة بأدبيات الدراسة من دراسات سابقة ذات الصلة بالموضوع، ووضع التساؤلات الكبرى للموضوع مع اقتراح بعض الفرضيات القابلة للاختبار. وذلك من خلال البحث الببليوغرافي حول السياسات المالية والقدرة على استدامة تحمل عجز الموازنة والدين العام. وفي هذه المرحلة يقوم رئيس المشروع بتكليف كل عضو بالبحث عن أهم الأعمال المنجزة حول هذا الموضوع بعد أن يتم تقسيمها إلى مجموعتين أثار السياسة المالية و استدامة تحمل العجز الموازني، حيث

يعد كل عضو بحثا ببليوغرافيا معمقا عنها وذلك عن طريق إستقدام الكتب الشهيرة في المجال و إستخدام قواعد البيانات العلمية المشهورة مثل : Springer، Sience direct، ..... والتي تحتوي على أشهر المجلات العلمية في السياسات الإقتصادية والقياس الإقتصادي .....وغيرها وأيضا المشاركة في الملتقيات والدوريات التي لها علاقة مباشرة وغير مباشرة بموضوع المشروع.

المرحلة الثانية: تحليل الأسس النظرية الاقتصادية لموضوع البحث استنادا إلى رؤية المذاهب الاقتصادية المهتمة بحيثيات هذا الموضوع حيث سيشارك جميع أعضاء المشروع في إنجاز هذه المهمة.

المرحـــلة الثالثة: البحث في النماذج القياسية التي تتلاءم وأهداف الدراسة، بغية تطوير نموذج قياسي ورياضي قابل للاختبار ضمن الدراسة التطبيقية. حيث سيتم التطرق إلى شرح بعض الاختبارات القياسية الكلاسيكية (صيغة خطية) كالاستقرارية و التكامل المتزامن و النماذج VAR وما يستتبعها من دوال الاستجابة للمحفزات و تقسيم مكونات التباين. كما سيتم أيضا دراسة النماذج ذات النظم المتغيرة ونخص بالذكر كلا من: نماذج الانحدار الذاتي ذات العتبة مع انتقال فوري ومباشر TAR، نماذج الانحدار الذاتي ذات العتبة مع انتقال انسيابي و تدريجي STAR، و النماذج ذات النظم المتغيرة المركوفية (Markov-switching) ، مع القيام بأبحاث معمقة في كيفية تطبيق هذه النماذج على برمجيات الإعلام كالبرنامج Eveiws، Matlab وGauss وغيرها من البرامج العالمية الشهيرة والتي يجب إتقانها في حل مشاكل الإقتصاد القياسي. حيث سيشارك جميع أعضاء المشروع في إنجاز هذه المهمة.

المرحلة الرابعة :ستتضمن "تحليلا وصفيا و قياسيا للسياسة المالية بالجزائر" وذلك من خلال. عرض وصف تحليلي لتطور أدوات السياسة المالية بالجزائر من نفقات و إيرادات وأيضا دين عام. ثم القيام بتحليل قياسي سنحاول من خلاله تقدير الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية بالجزائر، و أيضا مدى استدامة تحمل العجز الموازني و الدين العام، و كل ذلك من منظورين خطي و لاخطي. وفي ختام مشروعنا سنلخص أهم النتائج التي تحصلنا عليها، كما سنبدي بعض الاقتراحات التي نراها مناسبة للسير الحسن للسياسة المالية بالجزائر و الحفاظ على التوازنات المالية للدولة .

V) سياق البحث (أدبيات الدراسة):

أ- آثار السياسة المالية:

يمكننا تصنيف أربع مقاربات تطبيقية لمعالجة و تحديد تأثير صدمات السياسة المالية[1]:

- المقاربة القصصية (narrative approach) أو مقاربة دراسة الحدث (event-study approach) المقدمة من قبل Ramey و Shapiro (1998)[2]، إذ تعتمد هذه الأخيرة على تحديد صدمات السياسة المالية باستعمال المتغيرات الوهمية (dummy variables) المعبرة عن حوادث معينة، مثل نفقات التصعيد الأمني لمجابهة كوريا الشمالية و حرب الفيتنام، أو التوسع المالي المنتهج في حكم Reagen في حالة الو.م.أ . و نلمس تطبيق هذه المقاربة خاصة في أعمال: Edelberg و آخرون (1998)[3]، Eichenbaum و Fisher (2005)[4].

[1] Caldara.d and Kamps .c (2008) :" WHAT ARE THE EFFECTS OF FISCAL POLICY SHOCKS? A VAR-BASED COMPARATIVE ANALYSIS". ECB Working Paper Nº. 877.

[2] Ramey, V.A., and M.D. Shapiro (1998). "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 48 (June): (145.194).

[3] Edelberg, W., M. Eichenbaum, and J.D.M. Fisher (1999)." Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases". Review of Economic Dynamics 2 (1): (166.206).

[4] Eichenbaum, M., and J.D.M. Fisher (2005)." Fiscal Policy in the Aftermath of 9/11". Journal of Money, Credit and Banking 37 (1): (1-22).

- المقاربة التكرارية (recursive approach) المستقاة من أعمال Sims (1980)[5]، إذ تعتمد هذه الأخيرة في تحديد الصدمات استنادا على معيار cholesky. و نلمس تطبيق هذه المقاربة خاصة في أعمال: Fatás و Mihov (2001)[6] و Favero (2002)[7]

- مقاربة إشارة القيود (sign- restrictions approach) المستقاة من أعمال Uhlig (2005)[8]، إذ تعتمد هذه الأخيرة في تحديد الصدمات على افتراض إشارات القيود في دوال الإستجابة للمحفزات. و نلمس تطبيق هذه المقاربة خاصة في أعمال:Mountford و Uhlig (2005)[9]

- مقاربة نماذج المتجهات ذات الإنحدار الذاتي الهيكلية SVAR المقدمة من قبل Blanchard و Perotti (2002)[10]، إذ تعتمد هذه الأخيرة في تحديد صدمات السياسة المالية على استغلال المعلومات الخاصة بمرونة المتغيرات المالية نسبة لبقية المتغيرات الاقتصادية الكلية الأخرى. وقد تم توسيع هذه المقاربة لتتضمن المقاربات السابقة في العديد من الأعمال الحديثة و أشهرها أعمال Perotti (2005)[11].

- وعلى نهج الدراسات أعلاه، سارت بعض الدراسات التطبيقية القطرية رغم ندرتها نسبيا بسبب الوفرة المحدودة لبيانات المالية العامة الفصلية، مستخدمة في معظمها لنماذج SVAR. فقد قام مثلا Perotti (2005) بتحليل آثار السياسة المالية في 5 دول من دول OCDE، و اكتشف أن: تأثير السياسة المالية على الناتج المحلي الإجمالي ضعيف، ليس هناك دليل قاطع على أن الاقتطاعات الضريبية لها تأثير سريع وفعال مقارنة بالزيادة في الإنفاق الحكومي، هناك تأثير إيجابي كبير نسبيا على الاستهلاك الخاص و لا وجود لتأثير على الاستثمار الخاص، هناك تأثير إيجابي صغير للإنفاق الحكومي على معدلات الفائدة في المدى البعيد، هناك تأثير صغير للإنفاق الحكومي على مستويات الأسعار.

بفرنسا، اكتشف BIAU و GIRARD (2005)[12] وجود مضاعف تراكمي للإنفاق الحكومي بمقدار 1.4 مع وجود ردود أفعال إيجابية لكل من الاستهلاك الخاص و الاستثمار الخاص، فيحين أن الرفع من الإيرادات العامة سيكون له آثار سلبية في المدى القصير (المضاعف يقترب من -0.1) خاصة على الاستهلاك الخاص.

بإسبانيا، اكتشف De Castro و Hernández De Cos (2006)[13] وجود علاقة إيجابية ما بين الإنفاق الحكومي و الناتج الإجمالي في المدى القصير فقط، بينما في المديين المتوسط و البعيد ستؤدي صدمات الإنفاق التوسعية إلى ارتفاع في نسب التضخم و انخفاض في الناتج الإجمالي. فيحين أن الزيادة في الضرائب ستؤدي إلى تراجع في النشاط الاقتصادي في المدى المتوسط مع تحسن مؤقت في الميزانية العمومية.

---

[5] Sims, C.A. (1980)." Macroeconomics and Reality". Econometrica . 48 (1): (1.48).

[6] Fatás, A., and I. Mihov (2001)." The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence". CEPR Discussion Paper 2760. London.

[7] Favero, C., (2002). "How do European monetary and fiscal authorities behave?". CEPR Discussion Paper Series No.3426

[8] Uhlig, H. (2005)." What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure". Journal of Monetary Economics. 52 (2): (381.419).

[9] Mountford, A. and H. Uhlig (2005). "What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?". SFB 649 Discussion Paper 2005-039. Humboldt University, Berlin.

[10] Blanchard, O.; Perotti, R. (2002), "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), (1329-1368).

[11] Perotti, R. (2005)." Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries". CEPR Discussion Paper 168. Center for Economic Policy Research, London

[12] BIAU, O.; GIRARD, E. (2005), "Politique budgétaire et dynamique économique en France: l'approche VAR structurel.", *Économie et Prévision*, 169–171, (1–24).

[13] De Castro Fernández, F.; Hernández De Cos, P. (2006), "The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach", ECB Working Paper Nº. 647.

بألمانيا، اكتشف Heppke-Falk و آخرون (2006)[14] أن وجود صدمة إيجابية في الإنفاق الحكومي سيكون لها تأثير إيجابي على الناتج الإجمالي و الاستهلاك الخاص بالرغم من أن هذا التأثير صغير نسبيا، أما تأثير ارتفاع الضرائب فقد كان سلبيا بالنسبة للناتج الإجمالي و الاستهلاك الخاص معا.

بإيطاليا، اكتشف GIORDANO و آخرون (2007)[15] بأن حدوث صدمة في مشتريات الحكومة من السلع و الخدمات بمعدل 1% سيؤدي إلى ارتفاع في الناتج الإجمالي بمقدار 0.6 % بعد ثلاثة أرباع لينعدم هذا الأثر بعد سنتين، كما كان التأثير إيجابيا أيضا على كل من التشغيل، الاستهلاك، و الاستثمار الخاص. غير أن استجابة التضخم كانت إيجابية لكنها صغيرة و في المدى القصير. على النقيض من ذلك، لم يكن للأجور العامة تأثير على الناتج الإجمالي، مع تأثيرها السلبي على التشغيل بعد مرور رباعيين. فيحين لم يكن لصدمات الإيرادات أي تأثير معنوي على كل المتغيرات.

بالبرتغال، اكتشف AFONSO و SOUSA (2009 a)[16] أن صدمات الإنفاق الحكومي لها على العموم تأثير سلبي على الناتج الإجمالي الحقيقي نتيجة تأثيرها السلبي على الاستهلاك و الاستثمار الخاص، كما أن لها تأثيرا إيجابيا دائما على مستوى الأسعار و معدل تكلفة تمويل الدين العمومي. فيحين تمارس صدمات الإيرادات تأثيرا سلبيا على الناتج الإجمالي الحقيقي و تؤدي إلى انخفاض في مستوى الأسعار.

AFONSO و SOUSA (2009 b)[17] قاما أيضا بتعميم الدراسة الأولى على كل من: الو.م.أ، المملكة المتحدة، ألمانيا و إيطاليا، و خلُصا إلى أن صدمات الإنفاق الحكومي تمارس على العموم تأثيرا ضعيفا على الناتج الإجمالي، كما تؤدي إلى آثار مزاحمة مهمة، و لها أيضا تأثير متغير على أسعار السكنات، و تولد انهيارا سريعا في أسعار الأسهم، و أيضا انخفاضا في قيمة سعر الصرف الحقيقي الفعلي. فيحين أن صدمات الإيرادات الحكومية كان لها تأثير صغير و إيجابي على كل من أسعار السكنات و أسعار الأسهم مع ارتفاع في قيمة سعر الصرف الحقيقي الفعلي.

بكرواتيا، خلص RAVNIK و ŽILIĆ (2011)[18] إلى أن كلا من صدمات الإنفاق الحكومي و الإيرادات كان لها تأثير معنوي قوي على معدلات الفائدة، بينما كان تأثيرها ضعيفا في معدلات التضخم. فيحين كان لأدوات السياسة المالية تأثيرا اقتصاديا أقل إدراكا على المتغيرات الدالة على الناتج و بالخصوص الإنتاج الصناعي، إذ سيخفض الإنفاق الحكومي من هذا الأخير و سترفع صدمات المداخيل منه بصفة دائمة.

- إلى غاية هذا المستوى من التحليل، يمكننا ملاحظة أن معظم الدراسات المذكورة أعلاه تبنت مقاربة نماذج المتجهات ذات الإنحدار الذاتي الهيكلية الخطية، التي غالبا ما تعجز عن توضيح الاستجابات اللامتماثلة (اللاخطية) (asymmetric responses)، و التي من شأنها أن تشرح لنا طبيعة آثار السياسة المالية حسب حالة الدورة الاقتصادية (ركود أو رواج). و هذا ما ترجمه الباحثون إلى طرح التساؤل التالي:" هل تأثير السياسة المالية في النشاط الاقتصادي متماثل في جميع الظروف؟ أم أنه يختلف في الأوقات الحرجة أو السيئة (الركود) عما هو عليه في الأوقات الجيدة (الرواج)؟".

[14] Heppke-Falk, K.H.; Tenhofen, J.; Wolff, G. B. (2006), "The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis", Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Nº. 41.
[15] GIORDANO, R.; MOMIGLIANO, S.; NERI, S.; PEROTTI, R. (2007), "The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model", *European Journal of Political Economy*, 23, (707-733)
[16] AFONSO, A.; SOUSA, R. M. (2009 a), "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Portugal: a Bayesian SVAR Analysis", School of Economics and Management. TECHNICAL UNIVERSITY OF LISBON. Working Paper Nº.09
[17] Afonso, A., and Sousa, R. M. (2009 b), "The macroeconomic effects of fiscal policy", ECB Working Paper Nº. 991.
[18] RAVNIK RAFAEL AND IVAN ŽILIĆ (2011) : « The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia ». *FINANCIAL THEORY AND PRACTICE*. Vol 35 , Nº 1. pp (25-58).

وقبل الخوض في غيابات الجواب عن هذا السؤال، جدير بالذكر أن نشير إلى السجال القائم حول خطية أو لاخطية آثار السياسة المالية. فبينما تقرها معظم الدراسات التطبيقية الأولى على غرار الدراسة الشهيرة لـــ Giavazzi و آخرون (2000)[19] على دول منظمة التعاون و التنمية الاقتصادية OECD، إلا أن بعض الدراسات الحديثة لـــ Kamps (2006)[20] على نفس الدول المشمولة بالدراسة، تحذر من مغبة اعتقاد التأثيرات اللاخطية و تعميمها بسهولة، معزيا ذلك إلى أن الاستجابات اللاخطية هي زائفة، وقد تكون ناتجة فقط عن عدم القدرة على تفسير لاتجانس نموذج البيانات المقطعية. هذا الطرح الجريء أسال الكثير من الحبر، خاصة مع انتهاج معظم الدول المتأثرة بالأزمة المالية الأخيرة لحزم إنقاذ مالية خيالية فاقت 700 مليار دولار في أمريكا لوحدها، قابلتها معدلات نمو اقتصادي محتشمة جدا.

فعلى سبيل المثال لا الحصر، يمكننا الإشارة إلى أولى الدراسات حول الآثار اللاخطية على الاستهلاك الخاص والتي أعدها بألمانيا كل من H¨oppner و Wesche (2000)[21] بالاعتماد على طريقة التحول الماركوفي (Markov-switching) وإحتمالات الانتقال المتغيرة عبر الزمن (time-varying transition probabilities)، إذ خلصا إلى وجود نظامين (حالتين)، مع وجود آثارا لاكينـــزية على الاستهلاك الخاص فقط في الفترات 1972-74، 1979-82 و 1992-93.

و امتدادا للدراسة السابقة، وجد Tagkalakis (2008)[22] في دول OECD بأن السياسة المالية أثناء الركود تكون أكثر فعالية في رفع الاستهلاك الخاص منها في حالة الرواج، وأن هذا التأثير هو أكثر وضوحا في الدول ذات أسواق القروض الاستهلاكية الأقل تقدما.

بينما بيّن Liyong Wang و Wei Gao (2011)[23] بأن السياسة المالية بالصين لها آثار لاخطية معنوية، حيث كان أثر الاستهلاك الحكومي على الاستهلاك الخاص لاكينـــزيا خلال الفترات 1978–80 و 1984-97. وعند نفس هذه الفترات، كان أثر الضرائب لاكينـــزيا أيضا غير أنه لامعنوي، فيحين كان أثر الاستثمار الحكومي خطيا ولكنه غير متماثل.

من جهة أخرى، قام Schalck Christophe (2007)[24] بدراسة طبيعة آثار السياسة المالية على الناتج المحلي حسب حالة الدورة الاقتصادية في أربع دول أوربية، ووجد بأن هذه الأخيرة لها بفرنسا آثار كينـــزية في كلتا الحالتين الرواج و الركود. أما بألمانيا و بلجيكا فتمارس آثارا لاكينـــزية في حالة الرواج و ضد كينـــزية في حالة الركود. فيحين كان لها بهولندا آثارا ضد كينـــزية في حالة الرواج و لاكينـــزية في حالة الركود.

وفي دراسة شيّقة لـــ Bouthevillain و Dufrénot (2010)[25] على الاقتصاد الفرنسي، خلُص الباحثان إلى أن الإنفاق الحكومي سيكون له تأثير قوي في حالة الركود عما هو عليه في حالة الرواج، كما أن مضاعف الإنفاق هو أكبر من مضاعف الإيرادات. وبما أن العائلات تتحسس من وضعية البطالة، فإن التخفيض من الضرائب سوف لن يرفع من الإنفاق الاستهلاكي، على

[19] Giavazzi F, Jappelli T, Pagano M (2000) :"Searching for Non-Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries." European Economic Review .vol.44. pp.1259–1289.
[20] Christophe Kamps (2006): « Are the effects of fiscal policy really nonlinear? A note ». Empirica. vol. 33. pp.113–125.
[21] H¨oppner, F. and K. Wesche (2000): "Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov-Switching Approach", *Bonn Econ Discussion Papers*, No. 9, University of Bonn, Bonn. Germany
[22] Tagkalakis, A. (2008). "The effects of fiscal policy on consumption in recessions and expansions," Journal of Public Economics, vol. 92(5-6), pp.1486-1508,
[23] Liyong Wang, Wei Gao (2011) : « Nonlinear Effects of Fiscal Policy on Private Consumption: Evidence from China" *China & World Economy*, Vol. 19, No. 2, pp. 60-76.
[24] Schalck, Christophe, (2007) "Effects of Fiscal Policies in Four European Countries: A Non-linear Structural VAR Approach." *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 22. pp. 1-7
[25] Bouthevillain and G. Dufrénot (2010): "ARE THE EFFECTS OF FISCAL CHANGES DIFFERENT IN TIMES OF CRISIS AND NON-CRISIS? THE FRENCH CASE ». Banque de France. Working Papers N° 286.

عكس تأثير التحويلات الحكومية. أما بالمؤسسات، سيؤدي التخفيض من الضرائب المباشرة إلى الرفع من معدل الاستثمار فقط في فترات الرواج، فيحين أن الرفع من إعانات الاستغلال سيكون لها تأثير سلبي في حالة الركود. في سوق العمل، ستكون السياسات الجبائية الهادفة للتخفيض من التكاليف الوحدوية للعمل فعالة في فترات الرواج، فيحين يستحسن الرفع من التشغيل العمومي في حالة الركود.

أما بألمانيا، فقد قام كل من Baum و Koester (2011)[26] بالمقارنة ما بين نتائج المقاربة الخطية و اللاخطية، حيث بلغ حجم مضاعف الإنفاق الحكومي (الزيادة ب 1%) في المقاربة الخطية 0.7 ، بينما بلغت قيمة مضاعف الإيرادات 0.66 . أما ضمن المقاربة اللاخطية فقد تباينت قيمة المضاعف ضمن النظامين إذ بلغت حوالي 0.36 في حالة الرواج. هذا و مع العلم بأنه عند الزيادة في الإنفاق الحكومي بنسبة 5% ستبلغ قيمة المضاعف 1.27 في حالة الركود، و 0.26 فقط في حالة الرواج، أما عند تخفيض الإنفاق الحكومي بنفس النسبة السابقة فستبلغ قيمة المضاعف – 0.84 في كلا النظامين. أما بالنسبة للإيرادات (الزيادة بنسبة 5%)، ستبلغ قيمة المضاعف 0.53 في حالة الركود و 0.62 في حالة الرواج. وبالتالي اتضح للباحثين أن نتائج المقاربة الخطية قد تعطي مضامين سياسات مضللة.

وفي ظل تفاقم عجز الموازنة الأمريكي، و النـــزاع السياسي القائم بين الجمهوريين و الديمقراطيين حول طبيعة السياسة المالية المنتهجة، قام Auerbach و Gorodnichenko (2010)[27] بتقدير المضاعفات الموازنية في حالتي الرواج و الركود، وخلُصا إلى وجود اختلافات كبيرة في حجم المضاعفات ما بين الحالتين، وأن السياسة المالية تكون إلى حد ما أكثر فعالية في فترات الركود عما هي عليه في فترات الرواج. وفيما يخص أثر مكونات الإنفاق، ظهر الإنفاق العسكري بمضاعف أكبر مما هي عليه مضاعفات الإنفاق الاستهلاكي و الاستثماري.

أما Fazzari و آخرون (2011)[28] فقد قاموا بتقدير آثار صدمات السياسة المالية الأمريكية ضمن المقاربتين الخطية و اللاخطية. وخلُصوا إلى أن الآثار الخطية شبيهة بمثيلاتها في حالات الركود، إذ ستؤدي صدمة في الإنفاق الحكومي إلى: ارتفاع في الناتج بنسبة 1.6% بعد سنة و 1.9% بعد أربع سنوات، ارتفاع في الاستهلاك بنسبة 1.7% في السنة ونصف الأولى ليتلاشى هذا الأثر فيما بعد، ارتفاع في الاستثمار بنسبة تراكمية قدرها 0.2% بعد خمس سنوات، عدم تأثر معدل الفائدة. أما الصدمة في الإيرادات فستؤدي إلى: ارتفاع في الناتج بنسبة 2.3% بعد 3 سنوات لينخفض فيما بعد إلى 1.6% بعد خمس سنوات، ارتفاع في الاستهلاك بنسبة 2.6% بعد 3 سنوات لينخفض فيما بعد إلى 1.8% بعد خمس سنوات، ارتفاع في الاستثمار بنسبة 3% بعد 3 سنوات لينخفض فيما بعد إلى 1% بعد خمس سنوات. أما في حالات الرواج، ستؤدي صدمة في الإنفاق الحكومي إلى: ارتفاع في الناتج بنسبة 1.2% بعد سنة ليتلاشى هذا الأثر فيما بعد، ارتفاع في الاستهلاك بنسبة 0.9% بعد نصف سنة ليميل هذا الأثر إلى الانخفاض فيما بعد، ارتفاع في الاستثمار بنسبة 0.3% فقط، ارتفاع طفيف في معدل الفائدة لكنه غير معنوي. أما الصدمة في الإيرادات فستؤدي إلى: ارتفاع في الناتج بنسبة 1.35% بعد خمس سنوات، ارتفاع في الاستهلاك بنسبة 1.6% بعد سنة ونصف ليتلاشى هذا الأثر ابتداء من السنة الثانية، أثر غير معنوي لكل من الاستثمار و معدل الفائدة.

[26] Baum and Gerrit B. Koester (2011):" The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle – evidence from a threshold VAR analysis". Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series 1: Economic Studies. No 03/2011

[27] Auerbach, Alan, and Yuriy Gorodnichenko. (2010): « Measuring the Output Responses to Fiscal Policy." NBER Working Paper No. 16311.

[28] Fazzari, James Morley and Irina Panovska (2011):" Fiscal Policy Asymmetries: A Threshold Vector Autoregression Approach ». Meetings of the Midwest Econometrics Group. October 6-7, 2011. The Booth of School of Business at the University of Chicago.

وفي نفس سياق الدراسات الأمريكية السابقة، لم يحصل Candelon و Lieb (2011)[29] على أي آثار لاكينـــزية، لا في الرواج ولا في الركود. وبيّنا بأن سياسة التوسع في الإنفاق مع العجز (deficit-spending) تبدو أكثر كفاءة على تثبيت الاقتصاد في المدى القصير من سياسة تخفيض الاقتطاع الضريبي، إذ لم تتجاوز الآثار المضاعفة الواحد الصحيح معنويا إلا في حالة الركود، و بالرغم من أن آثار سياسة الاقتطاع الضريبي كانت صغيرة، إلا أنها تبدو أيضا لكي تكون أكثر فعالية في حالة الركود. و وُجد بأن سياسة الإنفاق سترفع من الناتج عن طريق الزيادة في الاستهلاك مع ظهور بعض آثار للمزاحمة، بينما سيحفز الاقتطاع الضريبي على الاستثمار الذي يعتبر القوة الدافعة الرئيسية لتزايد الناتج المحلي، هذا ومع العلم بأن التأثير في هذه المتغيرات الرئيسية هو أقوى في أوقات الركود. وما يثير الانتباه هو توصية الباحثين التي تنص على أخذ نتائج هذه الدراسة باحتراس، وعدم اعتبارها كتفويض مطلق للسياسيين يسمح بتفاقم عجز الموازنة.

أما Peren وSpagnolo (2011)[30] فخلُصا إلى أن فرض ضرائب على دخل العائلات و دخل الشركات (الضرائب المباشرة) هو أكثر ضررا من فرض ضرائب على الاستهلاك (ضرائب غير مباشرة)، كما أن فرض ضرائب على العائلات أضر من الضرائب على الشركات في حالة الركود. وعليه أوصى الباحثان بتبني مزيد من الإعفاءات الضريبية على دخل العائلات و الشركات التي ستكون أكثر فعالية في تحفيز الاقتصاد على المدى القصير.

بالجزائر، قام دراوسي محمود (2005)[31] بدراسة وصفية لدور السياسة المالية في تحقيق التوازن الاقتصادي. ومن بين ما خلص إليه الباحث هو أن التوازن الاقتصادي العام يعاني من مشكلات جوهرية تعكس في واقع الأمر حقيقة انعدام التو زان البنيوي بصورة عامة ، وبعبارة أخرى إن الخلل يعتبر هيكليا في الأساس، إذ تمثلت الإختلالات في نمو الاستهلاك بمعدل أعلى من نمو الإنتاج، و زيادة الإنفاق العام عن الإيرادات العامة المتاحة محدودة المصادر. و قد عزى هذه الإختلالات إلى عاملين رئيسيين: الصدمات الخارجية التي تتألف أساسا من الإضطرابات التي تصيب أسعار النفط خاصة بالإضافة إلى أسعار الصرف، والسياسات الاقتصادية التي تم اتخاذها في السنوات الماضية والتي تمخض عنها عجز لازم الميزانية وكان سببا رئيسيا في إختلال التوازن الاقتصادي العام.

من جهة أخرى قام وليد عبد الحميد عايب (2009)[32] بدراسة الآثار الاقتصادية الكلية للإنفاق الحكومي على طائفة من المتغيرات الاقتصادية خلال الفترة 1990-2007. ومن بين ما خلص إليه الباحث هو تدني قيمة مضاعف الإنفاق الحكومي (0.37) وبالتالي عدم انطباق السياسة المالية الكينـــزية على الاقتصاد الجزائري. كما خلصت الدراسة إلى وجود تأثير مباشر إيجابي لسياسة الإنفاق على كل من الاستهلاك و الاستثمار الخاص، توليد الإنفاق الحكومي لضغوط تضخمية، تأثير مباشر سلبي لسياسة الإنفاق على رصيد الحساب الجاري. وما يمكن ملاحظته على هذه الدراسة بأنها توصلت إلى هذه النتائج من خلال القيام بانحدارات خطية مستقلة تدرس في كل مرة أثر الانقاق على متغير واحد فقط، بشكل أهملت فيه العلاقات الاقتصادية ما بين المتغيرات في حد ذاتها. أضف إلى ذلك احتمال أن تكون هذه الانحدارات مظللة أو زائفة، هذا و بالإضافة إلى ضعف عينة البيانات.

ب- استدامة تحمل العجز الموازني و الدين العام:

29 Candelon Bertrand & Lieb Lenard,(2011): "Fiscal Policy in Good and Bad Times," Research Memoranda 001, Maastricht : METEOR, Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization.

30 Peren Arin and Nicola Spagnolo :(2011) : « Short-term growth effects of fiscal policy revisited: A Markov-switching approach". *Economics Letters*. Vol. 110, pp. 278–281.

31 دراوسي مسعود (2005):"السياسة المالية و دورها في تحقيق التوازن الاقتصادي، حالة الجزائر 1990-2004". أطروحة دكتوراه دولة. غير منشورة. كلية العلوم الاقتصادية و التسيير.جامعة الجزائر.

32 وليد عبد الحميد عايب (2009) :"الآثار الاقتصادية الكلية لسياسة الإنفاق الحكومي: دراسة تطبيقية قياسية لنماذج التنمية الاقتصادية". أطروحة دكتوراه دولة منشورة. كلية الاقتصاد، جامعة دمشق، سوريا.

اعتمدت معظم الدراسات التجريبية للقدرة على استدامة تحمّل السياسة المالية و العجز الموازني على الاختبارات ذات البعد الاحتمالي (Stochastic Processus) للقيمة الحالية لقيد الاستدانة بالاعتماد على مختلف المقاربات النظرية. وقد استخدمت في ذلك عدة طرق قياسية للكشف عن: استقرار عجز الموازنة و الدين العام، أو وجود علاقة تكامل متزامن ما بين متغيرات قيد الموازنة، أو فحص استجابة الدين العام لعجز الموازنة.

في هذا الصدد، تعتبر دراسة J.D.Hamilton وH.Flavin (1986) [33] من أولى دراسات القدرة على التحمّل المعتمدة على اختبار شرط العرضية ومدى احترام قيد موازنة الدولة ما بين الأزمنة، وذلك من خلال اختبارات استقرار السلاسل الزمنية (Stationarity Tests) الخاصة بالدين العمومي و الفائض الموازني للحكومة الأمريكية للفترة 1960-1984، مع استخدامه لمعدل الفائدة الحقيقي كمعامل للتّحيين، وخلص هؤلاء إلى استقرار السلاسل الزمنية أي أن هناك قدرة على تحمّل السياسة المالية الأمريكية خلال تلك الفترة. غير أن kremer (1988) [34] عارض هذه النتيجة بحجة أن الانحدار المستعمل لم يتضمن أي من التأخّرات التي من شأنها أن تلغي الارتباط الذاتي ما بين حدود الأخطاء.

Wilcox (1989) [35] استخدم معدل الفائدة الحقيقي المخصوم لتحيين الدين الحكومي الأمريكي لنفس الفترة السابقة، و خلص إلى عدم استقرار السلاسل الزمنية الخاصة بالدين العمومي المحيّن.

B.Trehan و C.E.Walsh (1988) [36] يعتبران تكامل الفائض الموازني الكلي من الدرجة الصفر I(0) كشرط كافي للقدرة على التحمّل، كما يمكن التعبير عن هذا الشرط أيضا باختبار وجود جذور وحدية على السلاسل الزمنية الخاصة بإيرادات الدولة العامة و نفقاتها الكلية. فإذا كانت هذه السلاسل متكاملة من الدرجة الصفر، فهذا يعني أيضا تكامل الفائض الموازني الكلي من الدرجة الصفر، مما يؤدي إلى تحقق شرط العرضية، وبالتالي القدرة على الاستدامة في تحمّل السياسة المالية و العجز الموازني، والحفاظ على ملاءة الدولة. نفس الكاتبان السابقين اقترحا أيضا اختبارا ثانيا يسمح بتغيّر معدل الفائدة متحجّجين في ذلك بأن فرضيات ثبات معدّلات الفائدة المستعملة في تحيين الدين العمومي تعطي تقريبا (approximation) سيّئا لقاعدة المعطيات المعدّة للاختبار.

Hakkio و Rush (1991)[37] يعتبران أن وجود علاقة تكامل متزامن (cointégration Tests) ما بين الإيرادات العامة و النفقات العامة مع معامل تكامل مشترك من الشكل (1,-b) مع $0<b\leq1$، هو شرط أساسي لتحقق شروط القدرة على استدامة التحمّل الموازني، أما إذا كانت b=1 فسنحصل على نفس شرط Trehan و Walsh السابق.

Quintos (1995) [38] و Martin (2000)[39] ميزا بين نوعين من القدرة على استدامة التحمّل الموازني: قوّة القدرة على استدامة التحمّل الموازني في الحالة التي يكون فيها معامل التكامل المتزامن من الشكل (1,-b) وb=1 ، وضعف القدرة على استدامة التحمّل الموازني في الحالة التي يكون فيها $1>b>0$. أما إذا كان b=0 فهذا يعني عدم إمكانية استدامة تحمل العجز الموازني. ونعني

[33] Hamilton, J., and Flavin, D.M., (1986): " On the Limitation of Government Browing: Framework for Empirical Testing ", *Journal of Economic Review*, vol.76, N.4, pp.808 – 819.
[34] Kremers, J.M. (1988). "Long-Run Limits on the US Federal Debt," *Economics Letters*.vol.28, pp.259-262.
[35]Wilcox, D., (1989): "The Sustainability of Government Deficits Implication of the Present Value Browing Constraint ", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.21, N.3, pp.291-306.
[36] Trehan, B., and Walsh, C.E., (1988): "Common Trends, Inter-Temporal Budget Balance and Revenues Smoothing ", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, N.3, pp.425-444.
[37] Hakkio, C., and Rush, S.M., (1991): "Is the Budget Deficit Too Large? ", *Economic Inquiry*, Vol.29, pp.429 – 445.
[38] Quintos C.E., (1995):" Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts", *Journal of Business and Economy Statistics*, vol.13, pp.409-417.
[39] Martin, G.M., (2000) : "US deficit sustainability: a new approach on multiple endogenous breaks". *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 15, pp.83–105.

بالحالة الأولى تلك الوضعية التي لا تؤثر فيها التقلّبات الموازنية المستقبلية و الخاصة بسيرورة الإيرادات العامة والنفقات على السير الحسن للسياسة المالية، بحيث لا يتطلب حدوث ذلك أي تعديل موازني هيكلي. في حين نعني بالحالة الثانية إمكانية تلقي بعض المشاكل الجوهرية خاصة منها ارتفاع نسب العجز الموازني التي قد تؤدي إلى تفاقم الدين العام، وبالتالي ضرورة القيام بتعديلات موازنية هيكلية.

إن ظهور مفهوم القدرة على استدامة التحمّل القوية و الضعيفة فتح المجال لتسليط الضوء على اختبارات التكامل المتزامن التي من شأنها أن تعطي تقديرا دقيقا لمعامل تغطية الإيرادات العامة للنفقات العمومية، كما تعدّى ذلك إلى محاولة تقدير معامل تغطية رصيد الموازنة الأساسي لتكاليف الدين العمومي، وهذا ما ظهر جليا في أعمال Hénin (1997) [40]. بعد ذلك، ظهرت مقاربات بديلة مستوحاة من أعمال Uctum و Wickens (1993) [41] و Bohn (1998)[42] و التي اهتمت باختبار خصوصية متوسط إرجاع أو سداد الديون (mean-reversion) و هل بإمكانها العودة إلى اتجاهها المحدد بعد حدوث أي صدمة، و هذا ما تم تجريبه على الدين العمومي الأمريكي.

Feve و Henin (2000)[43] اعتبرا استقرار نسبة الدين العمومي من GDP كمعيار للقدرة على التحمّل معتمدين على اختبار ADF الرّجعي (feedbak) الذي يختبر ارتباط كل من نسبة الدين العمومي وتصحيح العجز الموازني الأساسي التابع لمخزون الدين المتراكم. ويسمح هذا الاختبار بتجنب مشاكل ضعف اختبار الجذور الوحدية في حالة ضعف العيّنة، ومع ذلك يبقى استقرار نسبة الدين العمومي من GDP كشرط أساسي و ليس شرط كافي للقدرة على استدامة التحمّل، أين يجب إعتماد قيود إضافية لمتوسط و تباين الدين العمومي.

ما يمكن ملاحظته في جميع الدراسات التجريبية السابق ذكرها أنها تبنّت خطيّة (linearity) السلاسل الزمنية للدين العمومي أو عجز الموازنة، غير أن معظم الدراسات الحديثة لاختبار القدرة على استدامة التحمّل تشترط وجود شواهد على بداية التأثيرات في الدين العمومي من خلال تبنّي نماذج الانحدار الذاتي ذات العتبة مع انتقال فوري ومباشر TAR (threshold autoregressive) أو نماذج الانحدار الذاتي ذات العتبة مع انتقال انسيابي و تدريجي STAR (smooth transition autoregressive) الأسية أو المنطقية للكشف عن لاخطية (nonlinearities) متغيرات السياسة المالية.

في هذا الصدد، بيّن Giavazzi و آخرون (2000) بأن الحكومات تتفاعل أكثر مع العجوز الأساسية (الفوائض) عندما يكون الدين العمومي مرتفعا (منخفضا) و هذا ما يعني لاخطّية العلاقة ما بين رصيد الموازنة و الدين العمومي و أيضا لاخطّية نسبة الدين العمومي من GDP، و هذا ما أثبته Arestis و آخرون (2003)[44] بدراسة احتمال وجود أثر للعتبة (threshold effect) بعجز الموازنة الأمريكي باستخدام اختبار الجذور الوحدية بالعتبة المقدم من قبل caner و hansen (2001)، حيث أثبتوا وجود تحولات هيكلية في عجز الموازنة خلال العقود الأربعة الأخيرة، ناتجة عن لاتماثل في عملية التعديل، أين تتدخل الحكومات للحد من العجز فقط عندما يفوق هذا الأخير عتبة معينة.

---

[40] Hénin P-Y. (1997), "Soutenabilité des déficits et ajustements budgétaires", *Revue économique*, vol. 48, n°3, pp. 371-395.
[41] Uctum, M., and Wickens, M.R., (2000): " Debt and Deficit Ceilings, and Sustainability of Fiscal Policies: an Inter-Temporal Analysis ", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 62, N.2, pp.197- 221.
[42] Bohn H. (1998), "The Behaviour of US Public Debt and Deficits", *Quarterly Journal of Economics*, n°113, pp.949-964.
[43] Feve, P. and P.-Y. Henin, (2000) "Assessing Effective Sustainability of Fiscal Policy Within the G- 7", *Oxford Bulleting of Economics and Statistics*, vol.62, pp.175-195.
[44] Arestis.P, Cipollini.A, and Fattouh.B, (2003) : Threshold Effects in the US Budget Deficit ".*CEIS Tor Vergata - Research Paper Series*, Vol. 6, No. 18.

Bajo-Rubio و آخرون (2004)[45] ، PAYNE و MOHAMMADI (2006)[46] ، Yilanci و Özcan (2008)[47] تبنوا نفس المنهجية السابقة على عجز الموازنة الإسباني و الأمريكي و الدين الخارجي التركي على التوالي بتبنيهم لنماذج TAR واختبار استقرارها.

أما Sarno (2001)[48] ، Cipollini (2001)[49] ، Bahmani (2007)[50]، Ono (2008)[51] ، Considine و Gallagher (2008)[52] ، Chortareas و آخرون (2008)[53]، فقد عالجوا موضوع استدامة تحمل عجز الموازنة و الدين العام باستخدام النماذج STAR واختبار استقرارها.

أما Fumihide Takeuchi (2010)[54] فقد استخدم اختبارات الجذور الوحدية و عدلها ضمن نماذج التحول الماركوفي (Markov switching) لاختبار القدرة على استدامة تحمل الدين العام الخارجي بالو.م.أ. وخلص الباحث إلى أنه في فترات ارتفاع العجز نهاية التسعينيات و مطلع الألفية الثانية كانت احتمالات الاستقرارية (القدرة على التحمل) المقدرة بالنموذج المعدل أكبر من تلك التي تم الحصول عليها بالطريقة التقليدية. من جهة أخرى، اقترح Gabriel و Sangduan (2010)[55] استخدام التكامل المتزامن ضمن نماذج التحول الماركوفي لاختبار القدرة على استدامة التحمل الموازني، بحيث مكنتهم هذه الطريقة من القيام بثلاثة أشياء في آن واحد (simultaneously): إجراء اختبار التكامل المتزامن في ظل وجود تغيرات معتبرة في نهج السياسات المالية، تقدير نوع النظام الموازني الذي يجتازه البلد خلال الفترة المعطاة، و تحليل وقت الانتقال بين أنواع النظم المقدرة.و كشفت هذه الطريقة عن مرونة وفعالية أكثر تعقيدا في تحليل القدرة على استدامة التحمل الموازني، لا يمكن الانتباه إليها في حالة التكامل المتزامن الخطي.

الملاحظ أن الدراسات السالفة الذكر خلصت إلى نتائج متناقضة، و ذلك حسب مفهوم القدرة على التحمّل المعتمد في القياس، الطريقة التجريبية المستخدمة وحجم العيّنة، وأيضا خصوصية الاقتصاديات المدروسة.

---

45 Bajo-Rubio ,O , C. Diaz-Roldan, and V.Esteve (2004) : "Searching for threshold effects in the evolution of budget deficits: an application to the Spanish case".*Economics Letters* .vol.82 . pp. 239–243.

46 PAYNE AND MOHAMMADI (2006) : « Are Adjustments in the U.S. Budget Deficit Asymmetric? Another Look at Sustainability". *Atlantic Economic Journal*. vol 34. pp15–22.

47 Yilanci and Özcan (2008) : « External Debt Sustainability of Turkey: A Nonlinear Approach". *International Research Journal of Finance and Economics.* Issue 20. pp91-98.

48 Sarno, L. (2001):"The Behavior of U.S. Public Debt: A Non-Linear Perspective." *Economics Letters*. vol.74, pp. 119−125.

49 Cipollini, A., (2001) "Testing for Government Intertemporal Solvency: A Smooth Transition Error Correction Model Approach," *The Manchester School*, vol.69, pp.643-655.

50 Bahmani, Sahar, (2007) "Do budget deficits follow a linear or non-linear path?." *Economics Bulletin,* Vol. 5, No. 14 pp. 1-9

51 Ono, Hiroshi(2008) 'Searching for nonlinear effects and fiscal sustainability in G-7 countries', *Applied Economics Letters*, 15: 6, 457 — 460

52 Considine and Gallagher (2008) : « UK Debt Sustainability: Some Nonlinear Evidence and Theoretical Implications". *The Manchester School* .Vol 76. N°. 3. pp 320–335.

53 Chortareas Georgios & George Kapetanios & Merih Uctum, (2008): "Nonlinear Alternatives to Unit Root Tests and Public Finances Sustainability: Some Evidence from Latin American and Caribbean Countries," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 70(5), pp 645-663.

54 Fumihide Takeuchi (2010):" US external debt sustainability revisited: Bayesian analysis of extended Markov switching unit root test ». *Japan and the World Economy*. vol 22 .pp 98–106.

55 Vasco J. Gabriel and Pataaree Sangduan (2010): « Assessing fiscal sustainability subject to policy changes: a Markov switching cointegration approach ». Discussion Papers in Economics N° 309. Department of Economics University of Surrey.Guildford. UK.

و من خلال استحضار الأعمال الحديثة المتعلقة بالقدرة على استدامة تحمل العجوز العمومية و الاستقرار الموازني، فإنه يصعب استخراج نتائج نهائية، غير أنه يمكن إبداء بعض الملاحظات التي يمكن أن تساعد في إدراك النسق الرئيسي للظاهرة. فمن الجانب النظري لقد سمحت هذه الأخيرة بإقحام بعض المتغيرات الموازنية في التحليل الاقتصادي الكلي مثل: البعد الزمني، التوقعات واستراتيجيات العوامل. كما أن استعمال المطابقات التجريبية المستمدة من الاقتصاد القياسي الحديث للسلاسل الزمنية سمح بظهور بعض النماذج الصغيرة الخاصة الذي تدرج في تحليلها ديناميكية تراكم الديون وأيضا تغيرات التوقعات. من جهة أخرى سمحت هذه الأعمال بظهور أعمال أخرى مرافقة ويتعلق الأمر خاصة بمحاولة التقييم القياسي لأثر العجوز العمومية على بعض المتغيرات الاقتصادية الأخرى خاصة معدلات الفائدة، وكذلك محاولة تقدير تأثر الطاقة الإنتاجية للهياكل القاعدية العمومية. وبالتالي فإن هذه الأعمال المرافقة ستسمح بتقييم منافع وتكاليف سياسات الاستقرار الموازني، وهذا ما يجعل المجال مفتوحا أمام التحليل النظري والتحقق التجريبي القياسي للخوض في هذا الموضوع، مما يدفعنا نحن كباحثين إلى معرفة واقع هذا الموضوع في بلادنا الجزائر وذلك بالاستعانة بالتحليل النظري ومختلف الطرق القياسية في معالجته.

VI) الأسس النظرية للدراسة:

1- الآثار الإقتصادية الكلية للسياسة المالية

صنفت العلاقة النظرية ما بين السياسة المالية و نمو الناتج ضمن العديد من نماذج النمو الاقتصادي، التي تتحرى في معظمها الأسباب الضمنية للنمو في المدى الطويل بدلا من دراسة أسباب تقلبات الدورة الإقتصادية في المدى القصير. ولطالما حصرت هذه النماذج في شكلين أساسيين: النماذج النيوكلاسيكية ((Solow (1956) ، Swan (1956)) ونماذج النمو داخلي (باطني) المنشأ (endogenous) ((Romer (1986), Lucas (1988), Barro(1990)).

اهتمت هذه النماذج بوظيفة الإنتاج، منطلقة من فكرة أساسية مفادها أن مخرجات العملية الإنتاجية بالمؤسسات (الناتج) تتحد بطبيعة و وفرة المدخلات، التي طالما حصرت في رأس المال المادي، العمل، الأرض و التكنولوجيا. غير أن الزيادة السريعة لأحد عوامل الإنتاج قد لا تؤدي إلى نمو سريع في الناتج في المدى الطويل بسبب ما نسميه بقانون تناقص الغلة. وبالتالي، إذا أرادت الحكومة بأن يكون لها تأثير إيجابي على معدلات النمو في المدى الطويل، عليها أن تتقيد في إختياراتها بالسياسات التي تسهل من التغير التقني في عملية الإنتاج، بشكل يسمح بتقدم تراكمي لعوامل الإنتاج نفسه. وقبل أن نخوض في هذه النماذج، لا بأس بأن نلقي نظرة على الجدال النظري (المذهبي) القائم لحد الآن حول معرفة الأثر الحقيقي للسياسة المالية على النمو الاقتصادي.

حسب hemming و آخرون (2002)[56] اهتمت المقاربات النظرية المتعلقة بتأثير السياسة المالية على النشاط الإقتصادي بدراسة ثلاثة جوانب: آثار السياسة المالية من جانب الطلب (demand-side)، آثار السياسة المالية من جانب العرض (supply-side) و الجانب المؤسساتي للسياسة المالية.

أ- السياسة المالية ضمن النماذج الكينـــزية (النظرة التقليدية "***conventional view***"):

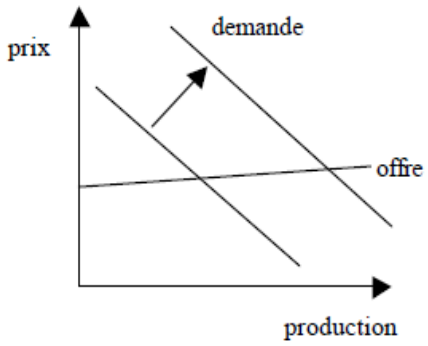
[56] Hemming.R , M. Kell , and S. Mahfouz (2002) : « The effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity – a review of literature- », *IMF Working Paper*.02/08.

تعتمد المقاربة الكينـــزية على مجموعة من الفرضيات من أهمها: اللامرونة النسبية للعرض الكلي، و عدم مرونة الأسعار النسبية في المدى القصير الذي يسمح بتحديد الطلب الكلي للعائلات من خلال الدخل الجاري.

فضمن نموذج الطلب الكلي– العرض الكلي، تفترض النظرية الكيترية أن منحنى العرض ذو ميل ضعيف، إذ يمكن للمنتجين التغيير من عرضهم ارتفاعا أو انخفاضا مقابل تغير طفيف في الأسعار، باعتبار هذه الأخيرة (أو الأجور) غير مرنة في المدى القصير، وأيضا باعتبار وجود هامش من الطاقات غير المستخدمة. أما منحنى الطلب فهو متناقص نظرا للتأثير السلبي للتضخم على طلب السلع و الخدمات من خلال أثر الأصول الحقيقية أو عن طريق الإرتفاع الداخلي لمعدل الفائدة. في هذا الصدد، التغيير من الإنفاق الحكومي من شأنه التأثير في سلوك الأعوان الاقتصاديين، الذي سينعكس بدوره على تعديل معدلات النمو الاقتصادي، مما سيفضي إلى سياسات مالية معاكسة للدورة الاقتصادية (contracyclique)[57]. و لا بأس بأن نذكر أن تدخل الحكومة لتعديل النشاط الاقتصادي يمر عبر مقاييس تقديرية (discrétionnaires)، أو تدريجيا عبر موازِنات (مقِرات) آلية (stabilisateurs automatiques) بإمكانها وضع ردود لنتائج الخطأ في التقدير، خاصة في محيط يتميز باللايقين الذي يعترض ضبط التوجهات التقديرية (أنظر إلى Pommier (2003)[58] لحالة الإتحاد الأوربي و إلى Solow (2002)[59] لحالة الو.م.أ).

هنا تقوم الحكومات بتقدير المستوى المحتمل للطلب خلال السنتين المقبلتين مثلا: فإذا كان ضعيفا سترفع من إنفاقها الحكومي أو تخفض من حجم الضرائب و معدلات الفائدة (سياسة مالية توسعية (Fiscal expansion))، أما إذا بدا مرتفعا جدا فستقوم بالعكس تماما (انتهاج سياسة مالية انكماشية أو تقشفية (Fiscal contractions)). نتيجة لذلك، سيكون للسياسة المالية التوسعية تأثير مضاعف يفوق الواحد الصحيح، مما سيؤدي بالضرورة إلى ارتفاع في الناتج الإجمالي مع ارتفاع طفيف في المستوى العام للأسعار (انتقال منحنى الطلب نحو الأعلى). هذا و مع العلم بأن مضاعف الإنفاق الحكومي هو أكبر من مضاعف الضرائب.

الشكل 1: أثر تطبيق سياسة مالية توسعية من المنظور الكينـــزي.



في هذا الصدد، قد ينتج عن السياسة المالية التوسعية آثار مزاحمة (منافسة) (crowding out effects) في حالة ما إذا ارتفعت معدلات الفائدة إلى الأعلى، أين سيؤدي ذلك إلى انخفاض في الاستثمار الخاص و من ثم انخفاض التأثير الكلي (انعدامه في

[57] أي القيام بسياسات مالية توسعية في حالة الركود الإقتصادي و انخفاض النمو كالأزمات الاقتصادية، و سياسات مالية انكماشية في حالة الرواج و ارتفاع النمو.

[58] POMMIER, S. (2003) : « Les politiques budgétaires face aux contraintes de discipline dans l'Union Monétaire européenne », *SESAME 13èmes journées*.

[59] SOLOW, R. M. (2002), « Peut-on recourir à la politique budgétaire ? Est-ce souhaitable ? », Conférence présidentielle prononcée au XIIIe Congrès mondial de l'Association internationale des sciences économiques, Lisbonne, Portugal, septembre 2002.

الحالة الكلاسيكية المتطرفة) في الناتج الإجمالي. و على النقيض من ذلك، في حالة انتهاج سياسة مالية انكماشية قد تنتج بعض آثار الجذب أو التكامل (crowding in effects)، إذ أن التخفيض من الإنفاق الحكومي سيؤدي إلى انخفاض في معدلات الفائدة مما سيرفع من حجم الاستثمار الخاص بشكل يعمل على التقليل من الآثار الانكماشية للسياسة المالية التقشفية. و تتحد حدة التأثير هذه بكل من حساسية الطلب على النقود و الاستثمار لمعدل الفائدة (ميل منحنى IS و LM).

أما في اقتصاد مفتوح مع ثبات الأجور والأسعار (نموذج IS,LM,BP)، يخضع تأثير السياسة المالية إلى نظام الصرف المطبق ولدرجة انتقال رؤوس الأموال. ففي نظام أسعار الصرف المرنة (التعويم)، تكون السياسة المالية فعالة في حالة الانتقال الضعيف لرؤوس الأموال، بينما تكون قليلة الفعالية في الانتقال القوي لرؤوس الأموال. أما في نظام أسعار الصرف الثابتة تكون السياسة المالية فعالة في حالة الانتقال القوي لرؤوس الأموال، بينما تكون قليلة الفعالية في حالة الانتقال الضعيف لرؤوس الأموال.

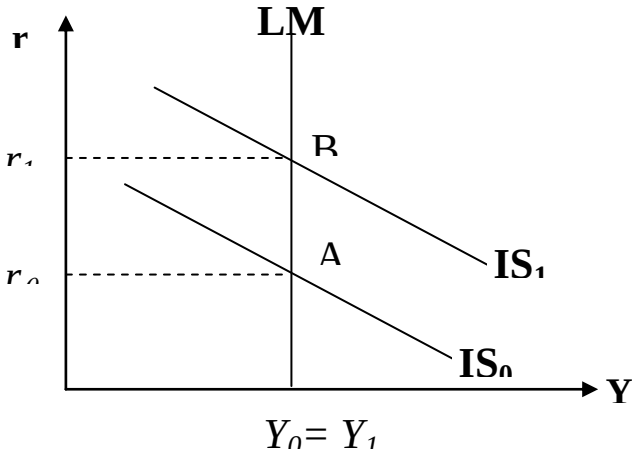
في اقتصاد مفتوح مع مرونة في الأجور والأسعار (نموذج AD-AS)، تخضع فعالية السياسة المالية إلى نظام الصرف المطبق وإلى درجة ربط الأجور بالأسعار (Indexation)، ففي نظام أسعار الصرف المرنة تكون السياسة المالية فعالة في حالة الربط التام وغير فعالة في حالة انعدام الربط. أما في نظام أسعار الصرف الثابتة تكون السياسة المالية فعالة مهما كانت درجة الربط.

ب- نقد الكلاسيكيون الجدد لآثار الطلب (حياد السياسة المالية أو الآثار اللاكينـــزية):

من أهم الإنتقادات التي وجها النيوكلاسيك للمقاربة الكينـــزية، أنها لم تدرج في تحليلها بشكل دائم (ضمن التنظير الاقتصادي الكلي) التطورات المتعلقة بديناميكية الدين العمومي، البعد الزمني لقيد موازنة الدولة، و توقعات الأعوان الاقتصادية. وقد تبنى هؤلاء مبدأ الآثار اللاكينـــزية (non- Keynesian effects) معتمدين في نقدهم على الحجج التالية:

1) **المزاحمة المالية تكون كلية:** في هذه الحالة سيؤدي ارتفاع عجز الموازنة إلى ارتفاع معدلات الفائدة التي ستحبط بدورها طلب القطاع الخاص. ويمكن تفسير ذلك ضمن نموذج LM /IS بأن معدل الفائدة لا يؤثر في الطلب على النقود لأجل المضاربة، مما يجعل منحنى LM عبارة عن خط عمودي كما يوضح الشكل التالي:

الشكل 2: الحالة الكلاسيكية وأثر المزاحمة الكلي.



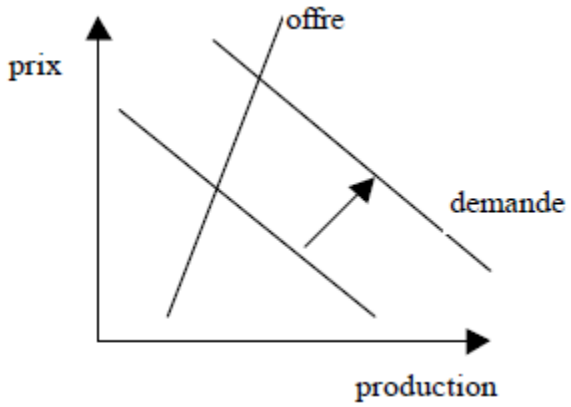
$Y_0 = Y_1$

Source: Hairault, J.O., (2000): op.cité. P:48.

إن إتباع سياسة مالية توسعية في هذه الحالة سيؤدي إلى انتقال منحنى IS إلى اليمين من IS_0 إلى IS_1 وبالتالي انتقال نقطة التوازن من A إلى B حيث أدى الأثر النهائي للسياسة المالية التوسعية إلى ارتفاع سعر الفائدة فقط من r_0 إلى r_1، في حين ظل مستوى الدخل ثابت عند Y_0 ($Y_0=Y_1$) وهذا ما يعني عدم فعالية السياسة المالية في التأثير على النشاط الاقتصادي أين يكون أثر الإزاحة كاملا بحيث أن الزيادة في الإنفاق العام تتم بالكامل على حساب نقص الاستثمار الخاص.

2) تعديل الأسعار النسبية يكون بسرعة كافية، تجعل التوازن في سوق السلع و الخدمات يتحدد بالعرض، الذي يكون بدوره غير مرن أكثر من الطلب. إذن، ضمن نموذج AD-AS سينتقل منحنى الطلب نحو اليمين، بينما سيكون منحنى العرض شديد الاستواء، أي أن المنتجين لا يقبلون بأي زيادة في عرض إنتاجهم إلا إذا ما ارتفعت الأسعار بشكل كبير. وهنا يظهر من جديد إحباط مسبق لطلب القطاع الخاص نتيجة لهذا الارتفاع في الأسعار.

الشكل 3: أثر تطبيق سياسة مالية توسعية في حالة لا مرونة العرض.



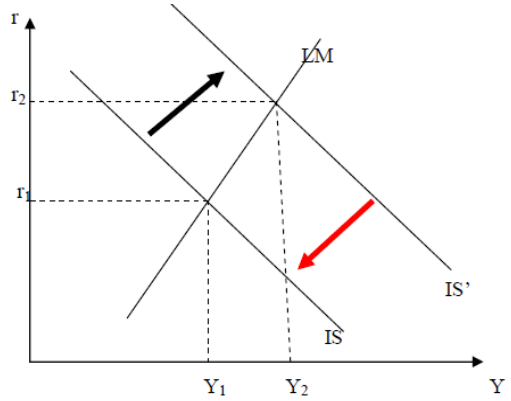
3) حتى ولو كان عرض الإنتاج مرنا، هناك بعض الآليات التي تحد من فعالية السياسات المالية التوسعية من خلال ما نسميه بمبدأ المكافئ الريكاردي (l'équivalence ricardienne) المستوحى من آراء Ricardo ، و الذي أعاد طرحه من جديد Barro (1974)[60] ، إذ سيكون هناك تكافئ (من منظور اقتصادي كلي) ما بين الرفع من الدين العمومي اليوم، و الرفع من الضرائب اللازمة غدا و الموجهة لسداد هذه الديون و فوائدها، وعليه سيكون للسياسة المالية تأثير معدوم . من هذا المنظور، سيدرج الأعوان الاقتصاديون العقلانيون في حساباتهم قيد موازنة الدولة ما بين الأزمنة، إذ أن تخفيض الضرائب وتعويضه باقتراض عمومي جديد ليس له أي أثر على الطلب الاستهلاكي للأفراد رغم ارتفاع دخلهم المتاح، كونهم يعتبرون الدين العام الحالي كضريبة مستقبلية، ومنه لا يمكن اعتبار الدين العام كثروة صافية، كما أنه لايؤدي إلى إحداث آثار توزيعية بين الأزمنة، ولا إلى آثار تفاضلية إلى ثروة القطاع الخاص، إذ أنه لا يؤثر لا في مستويات الأسعار ولا في معدلات الفائدة. و يمكن تمثيل هذه الوضعية (PILCH/Ricardo view)[61] بيانيا كما يلي:

الشكل 4: أثر تطبيق سياسة مالية توسعية من منظور التكافؤ الريكاردي[62]

60 Barro Robert J. (1974): « Are Government Bonds Net Wealth », *Journal of Political Economy*, Vol. 82, nov-dec, pp. 1095-1117.

61 PILCH = the permanent income life cycle hypothesis (فرضية دورة حياة الدخل الدائم)

62 Landry.B,(2010) : «Les Effets Non Linéaires Des Déficits Budgétaires Sur L'activité Economique En CEMAC» , MPRA Paper No:24524, P:6.



إن تطبيق سياسة مالية توسعية سيؤدي إلى انتقال منحنى IS إلى 'IS ، وانتقال الدخل من Y_1 إلى Y_2 . فإذا كانت هذه السياسة ممولة عن طريق الاقتراض ، ستقوم الدولة فيما بعد باقتطاعات ضريبية لسداد الدين. وعليه، ستقوم الأعوان الاقتصادية العقلانية بزيادة مدخراتها عوض الزيادة في الاستهلاك ، مما سيؤدي إلى عودة منحنى 'IS إلى وضعه الأصلي IS ، و Y_2 إلى Y_1 ، وهذا يعني انعدام تأثير السياسة المالية أو حيادها.

4) اعتبرت النماذج النيوكلاسيكية المستوحاة من نظرية الدورات الاقتصادية الحقيقية[63] (Real Business Cycles, RBC) أن الاقتصاد دائما يكون في حالة التوازن العام، مما يعني عدم منفعة تطبيق سياسة مالية. هذه النظرية هي جزء من وصف لاقتصاد يعتمد على مجموعة طلبيات مستهلك وحيد، غير زائل، تمثيلي، يبحث عن تعظيم منفعة مضافة إلى خصوصيات رياضية معيارية، تحت مجموعة من القيود المختزلة. و يعرف هذا التيار بأنه: مجموعة النماذج التي تأسس و تبحث في أنه بإمكان الاستجابات المثالية للأعوان الاقتصادية نحو الصدمات ذات الطبيعة الحقيقية، أن تولد و تنتج خصائص و مواصفات دورية قريبة من تلك التقلبات المشاهدة. وبشكل أدق، سينتج عن الدورات الاقتصادية استجابات مثالية للأعوان الاقتصادية نحو الصدمات من شأنها تغيير فعالية التنظيم الإنتاجي. وذلك باعتبار أن موارد هذه الدورات تكمن خاصة في الابتكارات التكنولوجية، أي في العوامل الحقيقية للعرض، مع ترك مجال صغير لعوامل الطلب. ومنه فإن توقع صدمات اسمية أو عدم توقعها لن يكون له أي تأثير على الدخل والتشغيل، وبالتالي نجد رفضا لكل سياسات الطلب و حيادها بما فيها السياسة المالية.

ت- **النظرة الجديدة ضد الكينـــزية للمالية العامة:(*New Anti Keynesian View* NAK)**

تعتبر هذه النظرة كإمتداد للنظرة الكلاسيكية التي تتضمن عدم فعالية السياسات المالية التوسعية. و حسب Jérôme Creel و آخرون (2005)[64] تفسير هذه النظرة يعتمد على فكرة أن السياسات المالية التقشفية قادرة على إحداث آثار إيجابية (توسعية) على النشاط الاقتصادي، بشكل تكون فيه السياسات المالية مسايرة لاتجاه الدورة الاقتصادية (procyclique)، أي التوسع في الإنفاق الحكومي وتخفيض الضرائب في حالة الرواج و العكس صحيح. ففي بعض الأحيان قد تستخدم الحكومات السياسات المالية بالاتجاه الخاطئ، لأغراض إنتخابية أكثر مما هي أهداف تصحيحية للنشاط الاقتصادي، إذ أنها لا تقوم بالمجهودات الضرورية أثناء فترات الرواج، أين تكون فيها هذه الحكومات متفائلة كثيرا بشأن مستوى الناتج الكامن،

[63] النماذج الأساسية لتيار نظرية الدورات الحقيقية هي لـــ: Kydland و Prescott (1982) ، Long وPlosser (1983) ، كما تتوفر مادة علمية جيدة ومفصلة لشرح هذه النماذج في: Cooley (1995) و Prescott (1998).

[64] CREEL, J., DUCOUDRE, B., MATHIEU, C. et STERDYNIAK, H. (2005), « Doit-on oublier la politique budgétaire? Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques », *Revue de l'OFCE 92,*pp 43-97.

كما قد تكون هذه الإجراءات مكلفة أكثر مما هي مفيدة. وقد استُمِدت هذه النظرة من التجارب التقشفية لبعض دول شمال أوربا (الدنمارك سنة 1982، أيرلندا سنوات 1987-1989 و السويد)، حيث أدى تخفيض عجز الموازنة عن طريق تقليص حجم الإنفاق الحكومي بصفة سريعة، كبيرة و على امتداد ثلاث سنوات على الأقل، إلى آثار توسعية مشجعة للنشاط الاقتصادي الداخلي. ومن ثم شاع استعمالها في العديد من الدول الأوربية، كما كانت هذه النظرة الحجر الأساس لسياسات التعديل الهيكلي المهتمة بإعادة التوازن المالي، و التي تفرضها العديد من المؤسسات المالية الدولية كصندوق النقد الدولي و البنك العالمي.

كما ذكرنا سابقا، تبين النظرية الكينـــزية أن تخفيض العجوز العمومية من شأنه أن يؤدي إلى انهيار كبير في النشاط الاقتصادي ناتج عن أثر المضاعف المقترن بالاستهلاك. بينما تبين النظرية النيوريكاردية أن تخفيض حجم الإنفاق العمومي سيعوض تماما بارتفاع نسبي في الاستهلاك بما أن القيمة المحينة للاقتطاعات الجبائية المتوقعة من قبل العائلات سوف تنخفض، وعليه سيكون الأثر على النشاط الاقتصادي معدوم نظريا، بينما ستظهر بعض الآثار الإيجابية في حالة ممارسة تعديلات موازنية كبيرة ودائمة تهدف إلى تخفيض معدلات الفائدة بغية ممارسة أثر تحريك و تكامل على الاستثمار. وعليه، إذا تتبعنا محتوى المقاربتين، نرى أنه يجب تخفيض العجوز في حالة وجود فائض في الطلب (أوضاع كلاسيكية) والرفع منها في حالة وجود فائض في العرض (أوضاع كينـــزية). غير أن المقاربتين أهملتا مصداقية (Credibility) الإعلان عن السياسات المالية المستقبلية ورد فعل المستهلكين تجاهها، مما أدى إلى ظهور أطروحة أثر الإعلان (Effet de signal) لـــ (1982) Feldstein [65] التي تم تطويرها من قبل Giavazzi وPagano (1990)[66] ثم Giavazzi و Pagano(1995)[67]. وبناء على ما سبق، بنت معظم النماذج ضد الكينـــزية فرضياتها على وضعية الاقتصاد (كلاسيكية أو كينـــزية)، وعلى كيفية تكوين التوقعات تجاه وضعية المالية العامة. فحسب هؤلاء يمكن للتقلصات الموازنية أن تعطي مكانا لوجود توقعات لانخفاض مستقبلي للضرائب، يمكن أن تتجاوز الأثر الانكماشي إذا كانت بأهمية كافية، لتحدث بذلك توسعا في الطلب من خلال استعادة الثقة في السلطات المالية، إذ يفسر المستهلكون تغير السياسة المالية كإشارة للانخفاض المستقبلي للضرائب. وعليه، يجب أن يتم إصلاح الماليات العامة عن طريق التخفيض من الإنفاق العمومي بدلا من رفع الاقتطاعات الجبائية، فاستعمال هذه الأخيرة سيؤدي إلى ظهور مشكلة في المصداقية، فهل تصدق حكومة تعلن عن تخفيض ضريبي مستقبلي وترفع من الاقتطاعات المالية في نفس الوقت؟. نفس الشيء يبينه كل من Alesina و Perotti (1995)[68] من خلال نجاح معظم التعديلات الموازنية المعتمدة على تخفيض الإنفاق العمومي والمتطلبة لتنظيم موازني، ولذلك إذا لعب الإنفاق العمومي دور مؤشر على توجهات السياسة المالية المستقبلية، فإن تأثيره على الطلب الكلي سيكون غير محدود تماما وهو يخضع في ذلك للتوقعات الخاصة بتغير النظام الجبائي المستقبلي. وعليه يمكن لتوسع موازني أن يضعف من الطلب في الحالة الكيترية إذا

---

[65] Feldstein, M., (1981): "Government Deficits and Aggregate Demand", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, N.1, pp (1-20).

[66] Giavazzi F., Pagano M. (1990): "*Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries*". NBER Macroeconomics Annual, MIT press, Cambridge, MA,pp 95-122.

[67] Giavazzi, F., and Pagano, M., (1995):"Non Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience ", CEPR, Discussion paper n° 1284.

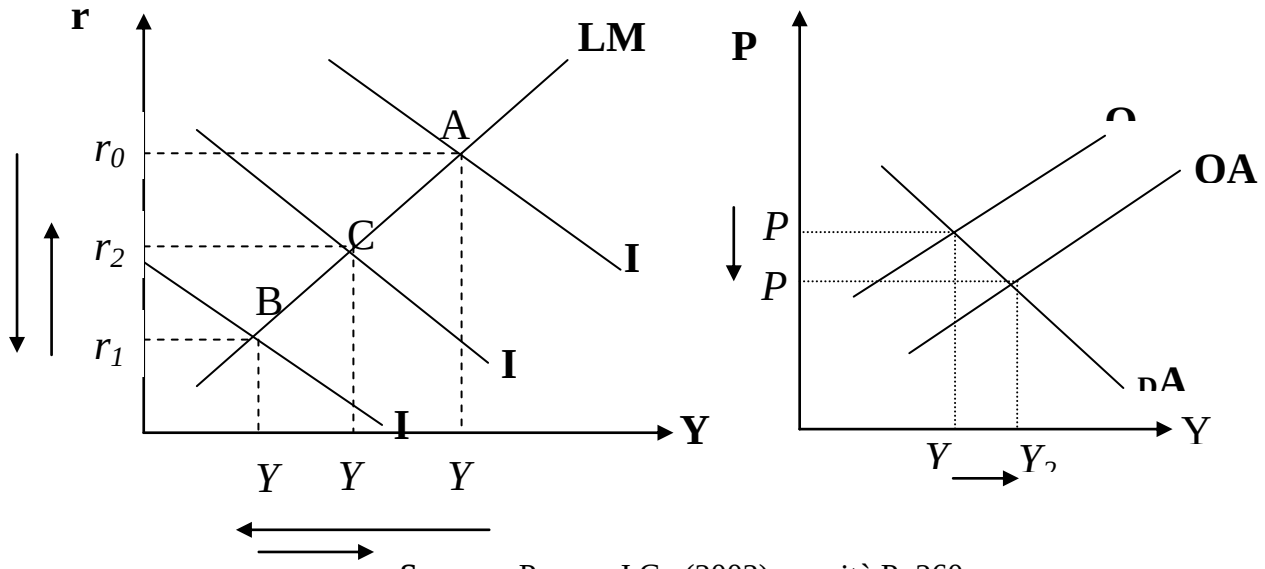
[68] Alesina, A. and Perotti, R., (1995): "Fiscal Expansion and Adjustment in OCDE Countries", *Economic Policy*, Vol.10, N.2, pp (205-248).

توقعت العائلات ارتفاعا مستقبليا في الضرائب، كما يمكنه أن يرفع من الطلب في الحالة الكلاسيكية إذا توقعت العائلات تخفيضا مستقبليا في الضرائب[69].

إذن من أجل أن يكون لتخفيض العجز الموازني والدين العمومي أثر إيجابي على النشاط الاقتصادي، فلا بد من توفر سياسة تخفيض الإنفاق العام ذات مصداقية في المدى الطويل، بحيث يمكن الرفع من الضغط الجبائي في المدى القصير إذا قامت العائلات بتوقعات عقلانية مبنية على انخفاض الضغط الجبائي المستقبلي. أما إذا انعدمت مصداقية الإعلان على السياسة المالية المستقبلية، فإن هذا سيؤدي إلى تسارع وتيرة انخفاض العجز الموازني نظرا لغياب تأثير الإعلان عن السياسة المالية المستقبلية في توقعات العائلات، وبالتالي عدم تغير مستوى الاستهلاك الحالي.

ننتقل الآن إلى شرح آلية عمل سياسات تخفيض عجز الموازنة التي تظهر في أول الأمر على أنها صدمة سلبية في الطلب (نتيجة خفض الإنفاق العمومي) قد تؤدي إلى تخفيض معدلات النمو وترفع من البطالة، لكنها بالمقابل ستؤدي إلى انخفاض مستقبلي في الضرائب (نتيجة توقعات المستهلكين العقلانية) مما يعني انخفاض تكاليف المؤسسات الإنتاجية التي ستقوم برفع إنتاجها وتخفيض أسعارها، وهذا ما يفسر بصدمة إيجابية في العرض، ويمكن توضيح ذلك بيانيا من خلال الشكل التالي:

الشكل 5: **آلية عمل سياسات تخفيض عجز الموازنة.**



Source : Prager, J.C., (2002) :op.citè.P :260.

إن انخفاض الإنفاق العمومي في الفترة الأولى سيؤدي إلى انتقال منحنى IS إلى اليسار نحو IS_1 وبالتالي انخفاض كل من الدخل من Y إلىY_1 ومعدل الفائدة من r_0 إلى r_1 . هذا الأخير سوف يعمل على تخفيض الآثار الانكماشية المباشرة، بحيث يجب تكييف معدل نمو الكتلة النقدية مع ارتفاع الطلب على النقود الناتج عن انخفاض معدل الفائدة، هذا ما سيؤدي في الأخير إلى تراجع معدل الفائدة من r_1 إلى r_2. من جهة أخرى سيؤدي انخفاض معدل الفائدة إلى ارتفاع في الاستثمار، و زيادة قيمة الأصول مما سيزيد من ثروة العائلات و يشجعهم على المزيد من الاستهلاك، مما سيؤدي بدوره إلى الرفع من الدخل من Y_1 إلى Y_2 .

[69] Prager, J.C., (2002):"*La Politique Economique d'Aujourd'hui*». Ellipses. Paris. P : 260.

في الفترة الثانية، ستؤدي التوقعات العقلانية للمستهلكين إلى انخفاض في الضرائب المستقبلية، ونفس الشيء بالنسبة للمنتجين الذين سيتوقعون انخفاض الضرائب على العمل، ومنه انخفاض تكاليف إنتاج المؤسسات التي ستقوم بدورها برفع إنتاجها مما سيؤدي إلى زيادة في العرض الكلي سينتج عنه انتقال منحنى OA إلى اليمين نحو'OA، الأمر الذي سيؤدي بدوره إلى انخفاض في الأسعار من P_0 إلى P_1. وكما رأينا في التحليل البياني السابق، فإن آليان عمل سياسات تخفيض عجز الموازنة تتطلب مزيجا من السياسة المالية والنقدية (Policy Mix) التي تستلزم بدورها تنسيقا كبيرا ما بين السلطات النقدية، حتى ولو كانت هذه الأخيرة مستقلة، وبالتالي سيزداد نجاح هذه السياسات من خلال مصداقيتها والثبات عليها عند تطبيقها[70].

ث- **الآثار اللاخطية للسياسة المالية (المقاربة المختلطة):**

إن المقاربات الحديثة تسمح بتقديم نموذج عام حول آثار السياسة المالية يتضمن كلا من الظواهر الكينـــزية المعاكسة لاتجاه الدورة الاقتصادية (keynésiens ou contracyclique)، اللاكينـــزية أو اللادورية (non-keynésiens ou acyclique) التي لا تؤثر في الدورة الاقتصادية، وحتى ضد الكينـــزية التي تساير اتجاه الدورة الاقتصادية (anti-keynésiens ou procyclique)[71].

فالعديد من الأبحاث توضح بأن الاقتصاد بإمكانه أن يكون في وضعية كينـــزية في الأوقات العادية، لكنه يكون في وضعية لا كينـــزية و حتى ضد كينـــزية في بعض الظروف الموازنية أو المالية الخاصة بعجز الموازنة و حجم المديونية.

وهنا تظهر العلاقة اللاخطية ما بين عجز الموازنة (المديونية) و النمو الاقتصادي، نتيجة لتعدد ردود أفعال الوحدات الاقتصادية لتقلبات العجز الموازني، إذ ستظهر العديد من الأنظمة يتميز كل واحد منها باستجابة معينة حسب دوافع السياسة الاقتصادية المنتهجة في هذا النظام. وعلى وجه خاص، التعديلات الواسعة و الجدرية سيكون لها الصدى الكبير في التسبب بتصرفات لاكينـــزية، لأن هذه الأخيرة عادة ما تتدخل في الأوقات الحرجة أين يتغير تصرف الأعوان الإقتصاديين بشكل كبير.

وفي هذا الصدد، تمت معالجة هذه الآثار من خلال مجموعتين من النماذج النظرية[72]:

1) **الفئة الأولى من النماذج (نماذج نيوكلاسيكية مع أثر المكونات** effet de composition) استندت على النموذج النيوكلاسيكي غير أنها تضمنت إسهامين آخرين:

- الأول هو الأخذ بعين الاعتبار الاقتطاعات الجبائية المستمرة أو المباشرة (distorsions fiscales)، حيث أن الارتفاع الكبير لمعدل الضرائب من شأنه التخفيض من الإنتاج من خلال قناة آثار العرض. وضمن هذه الفرضية، المتغير الفاصل و القطعي هو المستوى الدائم للإنفاق الحكومي، أو الإنحرافات الموازنية (inflexions budgétaires) ذات الاتساع الكبير التي يمكن أن يكون لها تأثير تخفيضي دائم على مستوى الإنفاق الحكومي، وكل هذا سيكون له آثار في النشاط الاقتصادي.

[70] Prager, J.C., (2002): op. Cité. P: 260-261.

[71] لقد تم الاتفاق على وصف اللاكينـــزي: جميع السلوكيات التي لا تكترث لعجز الموازنة كالتي يمكنها أن تنتج المكافئ الريكاردي، ضد الكيتزي: السلوكيات التي تظهر عكس القنوات الكيتزية مثل ظهور أثر توسعي بعد القيام بتقشف مالي.

[72] Landry,B.,(2010) : art.citè. P :7-8.

- الثاني هو الأخذ بفرضية أنه في الأوقات العادية، التعديلات الموازنية تأخذ عموما شكل زيادات في الإيرادات، بينما في أوقات الضيق و التقشف الموازني (الأوقات الحرجة) ستؤدي هذه التعديلات في أغلب الأحيان إلى إنقطاعات دائمة في الإنفاق الحكومي خاصة منها الأجور، من شأنها أن تنتج آثار عرض إيجابية كما هو موضح في السلوكيات ضد الكينـــزية.

ومع ذلك، هذه النماذج التي تدرج أثر المكونات (إيرادات أو إنفاق) لا يمكنها بتاتا أن تسلّم بوجود آثار توسعية مع تزايد في العجز الموازني. إذ بإمكانها إعطاء مجال لظهور سلوكيات لاكينـــزية أو ضد كينـــزية، مع النفي القاطع للسلوكيات الكينـــزية. وكمثال على هذه النماذج، نموذج Blanchard (1990)[73] الذي يرى فيه بأن الارتفاع الكبير لمعدلات الضريبة سيؤدي إلى اقتطاعات مستمرة و مباشرة في الاقتصاد. في هذا النموذج يفترض هذا الأخير وجود مستوى حرج للإقتطاعات الضريبية t^* ، يؤدي تجاوزه إلى انخفاض في الناتج. و توافقا مع هذا المعدل يوجد مستوى حرج آخر يتعلق بحجم الدين b^* ضمن قيد الحكومة الموازني. فإذا توقع المستهلكون بأنه سيتم بلوغ هذا المستوى الحرج، لا بد من وضع تعزيزات مالية (fiscal consolidation) من شأنها تثبيت أو حتى تخفيض قيمة الدين، بشكل يمكّن الاقتصاد من تفادي فخ التشوهات الضريبية، إذ سيتوقع ارتفاع الدخل الدائم و منه ارتفاع الاستهلاك. وبعبارة أخرى، زيادة ضرائب اليوم التي لا تتجاوز القيمة الحرجة t^* ستسمح بزيادة مستقبلية أكبر يمكنها تجاوز t^*، وبالتالي انخفاض الناتج. إذن، التعزيزات المالية في الأوقات المالية السيئة يمكن بأن يكون لها صدى جيد يمكّن من ارتفاع في الاستهلاك. وهنا يلاحظ Blanchard أنه إذا كان للمستهلكين احتمال معين لسن الوفاة، سيكون للسياسة المالية آثار كينـــزية في الأوقات العادية (أي الأوقات التي يكون الإقتصاد فيها بعيدا عن مستوى الدين الحرج)، على الرغم من الهيكل النيوكلاسيكي للنموذج. وهكذا يعرض النموذج تصرف المستهلكين في نمط لاخطي: إذ أنهم يسلكون عادات كينـــزية في الأوقات العادية شريطة أن يكون لهم أفق محدود للعيش، أما في الأوقات السيئة فسينعكس سلوكهم مما سينتج آثارا لاكينـــزية[74].

2) **الفئة الثانية من النماذج (نماذج كينـــزية مع أثر العتبة** effet de seuil) استندت على مفهوم اللاخطية انطلاقا من أسس كينـــزية. في هذه النماذج، تظهر اللاخطية تبعا للوضعية الأولية للمالية العامة خاصة منها مستويات عجز الموازنة و الدين العام، التي قد ترتفع إلى عتبة (نفسية) تجعل التعديلات الموازنية أمرا محتوما. فإذا كنا بصدد مستوى دين عام مقبول يمكن استدامة تحمله (soutenable)، سيتوقع الأعوان أن تسديد هذا الدين سيقع على عاتق الأجيال اللاحقة، مما قد ينتج آثارا كينـــزية للعجز الموازني. أما في وجود دين عام لا توجد المقدرة على استدامة تحمله، ولا يمكن تنقيده أو الامتناع عن دفعه، سيتوقع الأعوان أن تسديد هذا الدين سيقع على عاتقهم، مما قد ينتج آثارا لاكينـــزية أو ضد كينـــزية للعجز الموازني. وكمثال على هذه النماذج، نموذج Bertola و Drazen (1993)[75] الذي حلل آثار الإنفاق الحكومي على حجم الاستهلاك الخاص. ضمن هذا النموذج، تكون الحكومة في بعض الأوقات مجبرة على تخفيض تقدير إنفاقها لأجل الحفاظ

---

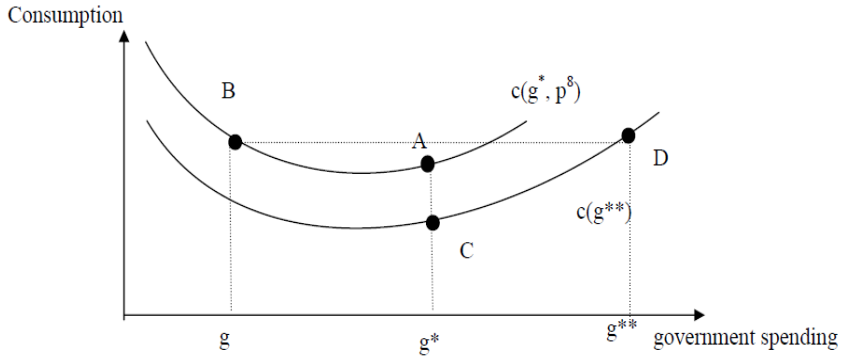
[73] Blanchard O. (1990) :"*Comment on "Can severe fiscal contractions be expansionary?"* , NBER Macroeconomics Annual 1990, ed. by Blanchard O., and Fischer S., MIT press, Cambridge, MA.

[74] Siwińska, J. Piotr, B. (2003):"Short-run Macroeconomic Effects of Discretionary Fiscal Policy Changes". *Studies & Analyses .No. 261*. Center for Social and Economic Research. Warsaw. Poland. P: 10.

[75] Bertola G. and A. Drazen, (1993): « Trigger points and budgets cuts: explaining the effects of fiscal austerity », *American Economic Review*, Vol .83, N. 1, pp11-26.

على قيد ميزانيتها، إذ سيتحقق الاستقرار الموازني عند قيم مرجعية (trigger values) للإنفاق الحكومي (كما تسمى أيضا العتبة threshold). لذلك، أي زيادة تحت هذه العتبة في الإنفاق الحكومي عادة ما ستؤدي إلى انخفاض في الاستهلاك الخاص باعتبار أن هؤلاء المستهلكين (الذين يأملون في عيش لا محدود Infinitely lived) يدركون جيدا أن هذه الزيادة في الإنفاق الحكومي اليوم تعني الزيادة في حجم الضرائب مستقبلا، مما سيخفض من دخلهم الدائم. ولكن إذا فاق التغير في الإنفاق الحكومي هذه العتبة سيتوقع المستهلكون ضرورة القيام بتعديلات (كأن يتم العودة إلى مستوى الإنفاق الأولي) مما سيرفع من حجم الاستهلاك مستقبلا. ويمكن تلخيص محتوى هذا النموذج في الشكل التالي:

الشكل 6: أثر الإنفاق الحكومي على الاستهلاك الخاص ضمن نموذج Bertola و Drazen (1993)

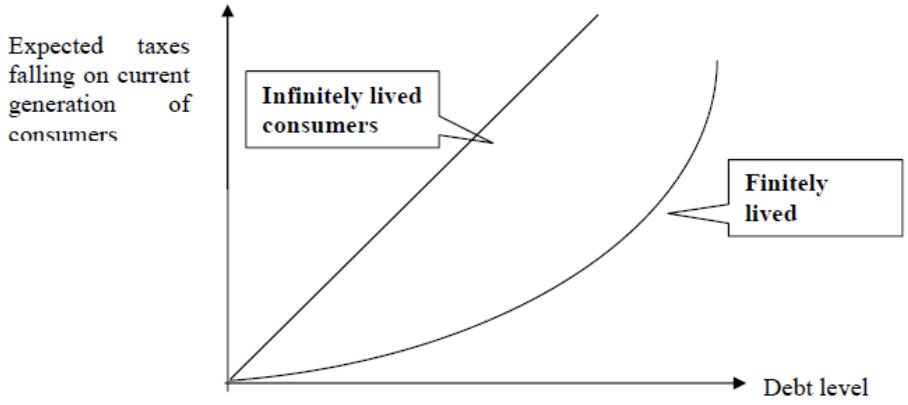


Source: Bertola and Drazen, (1993), p. 19.

Sutherland (1997)[76] سلك نفس نهج تحليل Bertola و Drazen (1993) مع فرضية أن للمستهلكين زمنا محدودا للعيش (finitely lived). ضمن هذا النموذج، يرى الكاتب بأنه عندما يبلغ حجم الدين العام مستويات حرجة، عادة ما تطبق الحكومات سياسات مالية انكماشية معبر عنها بزيادات ضريبية كبيرة. فإذا كان مستوى الدين منخفضا عن قيمة محددة (trigger value)، سيكون احتمال التقشف المالي ضعيفا، إذ يمكن للحكومة منح إعانات و تحويلات من شأنها ممارسة آثار كينـــزية، لأن احتمال الزيادة في الضرائب المستقبلية التي تقع على عاتق المستهلكين الحاليين ضعيف كونهم يتوقعون أن عبء الدين العام سيقع على الأجيال المستقبلية. أما إذا فاق مستوى الدين القيمة المرجعية التي تحقق الاستقرار الموازني فيعني هذا تفاقما في العجز الموازني. وهنا يدرك المستهلكون الحاليون ضرورة قيام الحكومات بتعديل موازني (تقشف مالي) من خلال الرفع من الضرائب، مما يعني أن انخفاض مداخيلهم المستقبلية سيكون أكبر من تحويلات و إعانات اليوم ، وبالتالي يصبح سلوك الأعوان ريكارديا. ويمكن تلخيص محتوى هذا النموذج في الشكل التالي:

الشكل 7: دين اليوم و الضرائب المتوقعة مستقبلا ضمن نموذج Sutherland (1997)

76 Sutherland, A., (1995): «Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy? », *Journal of Public Economics* .Vol 65, N. 2, pp 147–162.



Source: Sutherland, (1997), p. 156

في الجدول أدناه سنحاول تلخيص آثار سياسة مالية توسعية ضمن مختلف المقاربات النظرية التي سبق شرحها:

الجدول 1: ملخص آثار سياسة مالية توسعية ضمن مختلف المقاربات النظرية

المقاربات	الأعمال الرائدة	الفرضيات	الآليات	الآثار
الكينـــزية	Keynes (1936)	– أفق قصير و متوسط الأجل. – مرونة العرض. – انتقال ضعيف لرأس المال.	– مزاحمة مالية جزئية. – عدم وجود لاخطية. **كينـــزية**	**إيجابية**
النيوكلاسيكية: التكافؤ الريكاردي	Barro (1974) inspiré par David Ricardo	– قيد موازنة مابين الأزمنة. – أفق عيش لا محدود للمستهلكين. – توقعات عقلانية.	– مزاحمة فردية للاستهلاك الخاص من قبل الاستهلاك العام المتوقع. – حيادية العجز. **لاكينـــزية**	**حيادية**
نماذج نيوكلاسيكية مع أثر المكونات	Blanchard (1990), Alesina et Perotti (1995)	– إطار نيوريكاردي. – الاقتطاعات الجبائية المستمرة – محتويات التعديل ترتبط بالوضعية الأولية (مستوى الدين، حجم العجز)	– مزاحمة عالية نتيجة آثار العرض. **ضدكينـــزية**	**سلبية أو محايدة** خاصة عند مستوى مرتفع للدين
نماذج كينـــزية مع أثر العتبة	Bertola et Drazen (1993), Sutherland (1997)	– لامرونة كينـــزية. – أفق عيش محدود للمستهلكين. – احتمال القيام بسياسات التثبيت يتزايد بتزايد حجم الدين.	– آليات كينـــزية في الظروف العادية للمالية العامة. – آليات عكسية عندما تكون المالية العامة في وضعية حرجة. **كينـــزية أو ضدكينـــزية**	– **إيجابية** عند مستويات منخفضة للدين. – **سلبية** عند مستويات مرتفعة للدين

Source : Landry,B.,(2010) : art.citè. P :9.

- بالإضافة لتأثيرات السياسة المالية من جانب الطلب السالفة الذكر، نجد لهذه الأخيرة بعض **الآثار من جانب العرض** (supply side) أي على سوق العمل و التي أكدها Alesina و Perotti (1997) و أيضا Alesina و آخرون (2002)[77]. من هذا المنظور، تمارس الضرائب تأثيرا فقط على عرض العمل، إذ أن الزيادة في الضرائب ستؤدي إلى انخفاض في الدخل الحقيقي مما سيؤدي إلى الزيادة في عرض العمل للحفاظ على نفس مستوى الاستهلاك. من جهة أخرى، يمكن للزيادة في الضريبة أن تؤدي إلى المطالبة بالزيادة في الأجور (في ظل نقابة عمالية) و التخفيض من الضرائب على الأجور مما سيحد من المنافسة و بالتالي نمو الناتج الإجمالي، أي أن هناك آثار متباينة. أما بالنسبة للإنفاق الحكومي، ترتبط التأثيرات السلبية على الناتج بالتوظيف الحكومي، الأجور، و التحويلات الحكومية، إذ أن وجود مستوى عالي للتوظيف الحكومي سيزيد من قوة الاتحادات العمالية، و على حد سواء ستزيد معونات البطالة من الأجور المحمية بشكل قد يؤدي إلى ارتفاع الأجور التوازنية مما سيحد أيضا من المنافسة و بالتالي نمو الناتج الإجمالي.
- هذا و بالإضافة إلى فرضية المصداقية التي تشير إلى أن الحكومات التي لديها تماسك موثوق في ميزانيتها (أي أن الجهود كافية و مستمرة و مدعومة بقوانين و اتفاقيات كمعايير التقارب)، يمكن أن تكون فيها معدلات الفائدة منخفضة بشكل يسمح بتحفيز الاستثمار.

2- استدامة تحمل العجز الموازني والدين العمومي:

ترجع المحاولات الأولى لتحليل استدامة تحمل السياسة المالية إلى J.M.Keynes (1923)[78] الذي أهتم بأزمة الدين العمومي التي عرفتها فرنسا آنذاك، حيث نصح الحكومة الفرنسية بوضع سياسة مالية مستدامة التحمل والتي تحقق القيد الموازني العمومي، وبين أن القدرة على استدامة التحمل تظهر ابتداء من بلوغ نسبة الدين العام على الناتج الداخلي الخام قيما مفرطة.

من جهته أيضا، قام E.Domar (1944)[79] بدراسة ديناميكية نمو الدين العمومي وبين أن مقارنة معدل الفائدة على الدين العمومي ومعدل نمو الإنتاج الكلي لـــه دور أساسي في تحديد ديناميكية انفجار أو استقرار حجم الدين العمومي. غير أن وضعية العجوز العامة والدين العمومي في منتصف الثمانينات أدت إلى توسيع وتجديد تحليل القدرة على استدامة التحمل وذلك بدمج تحليل قيد موازنة الدولة ما بين الأزمنة (Contrainte budgétaire inter temporelle de l'état).

أ- ماهية القدرة على استدامة التحمل الموازني:

من خلال استقراء للأدب الاقتصادي نلمس عدة تعاريف لمفهوم القدرة على استدامة التحمل، فبالنسبة لـــ D.Wilcox (1989)[80] يمكن أن نقول عن سياسة مالية أنه يمكن استدامة تحملها إذا ما أنشأت تعاقبا في الديون والعجوز العامة بشكل يسمح

[77] Alesina, A., Ardagna, S., Perotti, R., Schiantarelli, F. (2002), "Fiscal Policy, profits and investment", *American Economic Review*, vol. 92, no. 3, (571-589).

[78] Keynes, J.M., (1923): "A Tract on Monetary Reform", in the collected writing of John Mynard Keynes, vol: IV.Macmillan. 1971. cité par : Ayadi, E., (2004): " Analyse de Soutenabilité de la Politique Budgétaire en Tunisie", ERED-FEMISE, Recherche N° : FEM 21-39. P: 22.

[79] Domar, E.D., (1944):" The Burden Debt and the National Income", *American Economic Review*, Vol.34, N.4, (798-827).

[80] Wilcox, D., (1989): "The Sustainability of Government Deficits Implication of the Present Value Browing Constraint ", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.21, N.3, (291-306).

بتحقيق دائم لقيد موازنة الدولة مابين الأزمنة. أما Blanchard.O، J.C.Chouraqui، R.Hagemam وN.Sartor (1990)[81] فيعتبرون سياسة مالية مستدامة التحمل إذا ما سمحت خلال فترة معينة بإرجاع نسبة الدين العمومي من الناتج الوطني الخام *PNB* إلى مستواها الأصلي b_0، في حين يرى C.S.Hakkio و M.Rush (1991)[82] أنه يمكن استدامة تحمل السياسة المالية إذا إتبعت الإيرادات والنفقات العمومية السيرورة الاحتمالية (Processus stochastique) السابقة دون أن تخرق قيد موازنة الدولة ما بين الأزمنة. أما E.Jondeau (1992)[83] فيرى أنه يمكن استدامة تحمل السياسة المالية إذا حققت هذه الأخيرة ملاءة الدولة (solvabilité)، أي إذا ضمنت عدم ارتفاع نسبة الدين العمومي بنسب مفرطة قد تؤدي إلى عدم قدرة الدولة على ضمان سدادها، كما يرى كل من J.Creel و H.Sterdyniak (1995)[84] أنه يمكن استدامة تحمل سياسة مالية إذا لم تسبب على المدى الطويل في تشويه (compromettre) ملاءة الدولة، أي إذا لم تؤدي إلى ارتفاع في الدين العمومي قد يتجاوز عتبة الإفلاس. وأخيرا يرى P.R.Agénor و P.Montiel (1996)[85] أنه يمكن استدامة تحمل السياسة المالية، إذا كانت القيمة الحالية للموارد المستقبلية المتاحة للدولة والمخصصة لتمويل الدين مساوية على الأقل لقيمة مخزون الدين الأصلي.

إذن يمكن الحكم على سياسة مالية بالقدرة على استدامة التحمل في نطاق تكون فيه القيمة الحالية للفوائض الموازنية المستقبلية المتوقعة تسمح بتعويض قيمة الدين العمومي الأصلي. وبصفة أدق، يجب تحديد مفهوم القدرة على استدامة التحمل الموازني نسبة إلى مفهومين آخرين مجاورين لكنهما مختلفين ويتعلق الأمر بملاءة الدولة واستقرار الدين العام. فإفلاس أي دولة يعني عدم قدرتها على دفع مستحقات ديونها، ولهذا تتعلق القدرة على استدامة التحمل بمدى قابلية استمرار (viabilité) السياسة الاقتصادية والسياسات المستقبلية المتوقعة. وعليه لا يمكن استدامة تحمل السياسة المالية إذا ما أدت استمرارية السياسات الجارية وأيضا المستقبلية المخطط لها إلى خرق قيد موازنة الدولة ما بين الأزمنة، الأمر الذي يعتبر كمؤشر مسبق لوضعية الإفلاس.

ب- القدرة على استدامة التحمل وقيد الموازنة الحكومي ما بين الأزمنة

عند معظم الكتاب ينطلق تحليل القدرة على استدامة تحمل السياسة المالية بدراسة المعادلة المحاسبية التي تعرف قيد موازنة القطاع العمومي، هذا القيد يوضح العلاقة ما بين عجز الموازنة المحلي (أي عجز الموازنة الأساسي مضاف إليه المدفوعات الاسمية المتعلقة بالفوائد) وارتفاع موارد التمويل، ويمكن كتابة هذا القيد بالقيم الاسمية وفق المعادلة التالية[86].

$$G_t - T_t + i_t B_{t-1} = \Delta B_t + \Delta M_t = -S_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

[81] Blanchard, O., Chouraqui, J.C., Hagemam, R., et Sartor, R, N., (1990) : " La soutenabilité de la Politique Budgétaire: Nouvelles Réponses aux Question Ancienne ", *Revue Economique de l'OCDE*, N° 15.P : 11.
[82] Hakkio, C., and Rush, S.M., (1991): "Is the Budget Deficit Too Large? ", *Economic Inquiry*, Vol. 29, (429 – 445).
[83] Jondeau, E., (1992) : "La Soutenabilité de la Politique Budgétaire ", *Economie et Prévision*, N.104, (1-17).
[84] Creel, J., et Sterdyniak, H., (1995):"Les Déficits Publics en Europe:Causes, Conséquences ou Revendes à la Crise", *Revue de l'OFCE*, N.54. (57-100).
[85] Agenor, P.R., and Montiel, P., (1996): "*Development Macroeconomics*", Princeton University Presse. Princeton . New jersey. Citè par: Ayadi, E., (2004): art.citè. P: 22.
[86] Uctum, M., and Wickens, M.R., (2000): " Debt and Deficit Ceilings, and Sustainability of Fiscal Policies: an Inter-Temporal Analysis ", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 62, N.2, (197- 221).

حيث تمثل: G: الإنفاق العمومي. S: فائض الموازنة الكلي.

T: إيرادات الضرائب. M: القاعدة النقدية. i: معدل الفائدة على الدين العمومي.

إن التنفيذ الصحيح لقيد الموازنة يتطلب استعمال القيمة السوقية للدين العمومي، وعليه إذا قمنا بقسمة أطراف المعادلة (1) على الناتج الداخلي الخام الاسمي فإنه يمكنا الحصول على قيد الموازنة نسبة إلى PIB وفق المعادلة التالية:

$$g_t - \tau_t + (i_t - \pi_t - \eta_t)b_{t-1} = \Delta b_t + \Delta m_t + (\pi_t + \eta_t)m_{t-1} = -s_t \quad \ldots\ldots\ldots (2)$$

بحيث أن الرموز الصغرى :g، τ، b، m و s تعني نسبة الرموز الكبرى السابقة المماثلة لها إلى الناتج الداخلي الخام الاسمي.

مع العلم أن : $\pi_t = (p_t - p_{t-1})/p_{t-1}$ و $\eta_t = (Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}$

حيث تمثل كل من p و Y : مستوى الأسعار و PIB الحقيقي على التوالي.

من خلال المعادلة (2) يتبين أنه يمكن للحكومة أن تمول عجزها عن طريق إصدار سندات جديدة، إصدار نقدي أو رسم صك النقود (seigneuriage). وعليه يمكن كتابة المعادلة (2) بصيغة جديدة وفق المعادلة التالية:

$$d_t + \rho_t b_{t-1} = \Delta b_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

حيث أن : $d_t = g_t - \tau_t - \Delta m_t - (\pi_t + \eta_t)m_{t-1}$ تمثل عجز الموازنة الأساسي نسبة إلى PIB الإسمي .

$\rho_t = i_t - \pi_t - \eta_t$: تمثل معدل الفائدة الحقيقي المعدل (Ajusté) مع نمو الناتج الحقيقي.

إذا كانت $\rho_t < 0$ عبر كل الزمن t ، فالمعادلة (3) هي معادلة تباين ثابت يمكن حلها باتجاه عكسي، وهذا يعني أن نسبة الدين على PIB (b_t) تبقى منتهية بالنسبة لأي نتيجة لعجز الموازنة المحدود d_t. وعليه إذا كانت ρ و d ثابتة تكون قيمة الدين في الحالة المستقرة : $b = -d/\rho$ ، لكن إذا كانت $\rho_t \langle 0$ عبر كل الزمن t فإن نسبة الدين على PIB ستنفجر في النهاية في حالة $d_t \langle 0$.

ومن أجل تفادي ذلك لابد من وجود فوائض أساسية أي :$d_t \langle 0$. في هذه الحالة يجب حل المعادلة (3) مسبقا وقيد الموازنة مابين الأزمنة المحصل عليه لتحديد ما إذا كانت الفوائض المستقبلية المتوقعة المخصومة هي كافية لمواجهة المستوى الجاري لنسبة الدين العام علىPIB.

ومن أجل الحصول على قيد الموازنة مابين الأزمنة، سنقوم أولا بإعادة صياغة قيد الموازنة في الفترة $t+1$ والذي سيأخذ الشكل التالي:

$$b_t = E_t\left[(1+\rho_{t+1})^{-1}(b_{t+1} - d_{t+1})\right] \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

بحيث تكون b_t معلومة في الفترة t والتوقعات تكون مشروطة بالمعلومات في الزمن t. وبحل المعادلة (4) مسبقا والاستبدال المتتالي لحصص الخصم المركب لنسبة الدين العام على PIB، سنحصل على قيد الموازنة مابين الأزمنة خلال n من الفترات والمعبر عنه بالمعادلة التالية:

$$b_t = E_t \delta_{t,n} b_{t+n} - E_t \sum_{i=1}^{n} \delta_{t,i} d_{t+i} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

بحيث أن: $\delta_{t,n} = \prod_{s=1}^{n}(1+\rho_{t+s})^{-1}$: يمثل معامل الخصم الحقيقي للتغير الزمني عبر n من الفترات المقبلة، و المعدل مع نمو الناتج الحقيقي. و يمكن أيضا كتابة $\delta_{t,n}$ بالصيغة التالية: $\delta_{t,n} = \alpha_{t,n} / \alpha_t$ ، بحيث تكون α هي: $\alpha = \prod_{i=t}^{t}(1+\rho_i)^{-1}$

فإذا جعلنا: $\alpha_t = 1$ ، وعرفنا المتغيرات: $Z_t = \alpha_t d_t$ و $X_t = \alpha_t b_t$ على أنهما: قيمة الدين العام على PIB المخصومة، وقيمة العجز الأساسي على PIB المخصوم على التوالي، يمكننا كتابة المعادلة (5) على شكل التالي :

$$\alpha_t b_t = E_t \alpha_{t+n} b_{t+n} - E_t \sum_{i=1}^{n} \alpha_{t+i} d_{t+i}$$

أو بالصيغة: $$X_t = E_t X_{t+n} - E \sum_{i=1}^{n} Z_{t+i} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

وعليه، ضمن قيد موازنة لفترة محددة، يمكن لنا كتابة المعادلة (3) بصيغة الخصم كالتالي: $Z = \Delta X_t$ ، أما المعادلة (4) فيعبر عنها بصيغة الخصم وفق المعادلة التالية:

$$X_t = E_t (X_{t+1} - Z_{t+1}) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

ت- **تحليل القدرة على استدامة تحمل العجز ضمن أفق لا نهائي:**

إن الشرط الأساسي والكافي للقدرة على استدامة التحمل هو أن تؤول القيمة المتوقعة المخصومة لنسبة الدين العام من PIB عندما تؤول n إلى مالا نهاية وهو ما يعرف بشرط العرضية (Condition de transversalité) الذي يشير ضمنيا إلى عدم السماح لألعاب Ponzi (jeux de non Ponzi) ، أي عدم إصدار ديون جديدة لمقابلة مدفوعات الفوائد[87] . ويمكن التعبير عن هذا الشرط بالصيغة :

$$\lim_{n\to\infty} E_t \delta_{t+n} b_{t+n} = \lim_{n\to\infty} E_t X_{t+n} = 0 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (8)$$

يعني هذا الشرط أن نسبة الدين الجاري على PIB هي متعادلة مع مجموع الفوائض الحالية والمستقبلية المتوقعة المخصومة المعبر عنها بنسب من PIB، وهذا ما يشير ضمنيا إلى أن قيد موازنة الحكومة يصبح في مدى القيمة الحالية بالمعادلتين التاليتين:

$$b_t = -\lim_{n\to\infty} E_t \sum_{i=1}^{n} \delta_{t,i} d_{t+i} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (9)$$

$$x_t = -\lim_{n\to\infty} E_t \sum_{i=1}^{n} Z_{t+i} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (10)$$

هنا لابد من الإشارة إلى نقطتين مهمتين: أولا إن شرط العرضية المعرف بالمعادلة (8) لا يحقق مآل نسبة الدين العمومي من PIB إلى الصفر فقط عندما يكون هذا الأخير لا يتم بمعدل أسرع من نمو معدل الخصم الحقيقي المعدل. لكن من حيث المبدأ، يمكن أن

[87] Uctum, M., and Wickens, M.R, (2000): art. citè .P: 201.

يكون الدين الجاري مستدام التحمل عن طريق أي تعاقب للعجوز الأساسية أو الفوائض التي تحقق المعادلتين (9) و (10) والتي تعني مقابلة و معادلة مستوى الدين الجاري.

* ثانيا، إذا كانت السياسة المالية غير مستدامة التحمل (insoutenable)، فإن التغير المستقبلي لهذه السياسة يجب أن يؤدي إلى تحقيق الشرط العرضي. وعلى أساس أن يكون هذا التغير متوقعا في الفترة t ، فإن المعادلة (9) يمكن أن تظل مستمرة على نحو متكافئ بالرغم من أن العمليات التي تولد العجز الأساسي سوف لن تكون استقرارا هيكليا، بمعنى أن تغيير السياسة المستقبلي سيسبب تغيرا هيكليا.

اختبارات الشرط العرضي:

لقد تم اختيار الشرط العرضي بواسطة عدة طرق اعتمدت معظمها على السيرورات المفترضة لكل من d_t وρ_t.

J.D.Hamilton ، H.Flavin (1986)[88] و B.Trehan ، C.E.Walsh (1988)[89] قاموا باختبار هذا الشرط في حالة ما تكون d_t كمتغير خارجي على نحو تام مع ثبات ρ_t ، أما M.R.Wickens وM.Uctum (1993)[90] فقد واصلا التحليل باعتبار d_t كمتغير خارجي ضعيف مع ثبات ρ_t ، في حين أعتبر D.Wilcox (1989) d_t كمتغير خارجي وتغير ρ_t . في دراستنا هذه سنعتبر الحالة العامة أين تكون ρ_t احتمالية (stochastique) و d_t تكون إما متغير خارجي على نحو تام أو تكون ضعيفا مع السماح بوجود تأخرات. بينما سنستعمل في تحليلنا المتغيرات المخصومة X_t و Z_t .

الشرط الضروري الذي يحقق قيد الموازنة مابين الأزمنة هو أن تكون نسبة الدين العمومي من *PIB* المخصومة ذات سيرورة مستقرة (processus stationnaire)، وفائدة ذلك هي تفادي الحاجة إلى التفسير الجلي على أن ρ_t هي في الواقع احتمالية، وكنتيجة لذلك سيتولد عنها علاوة للخطر نتيجة شرط التباين المشترك مع عجز الموازنة غير المخصوم وهذا حسب منظور H. Bohn (1995).[91]

سنعتبر Z_t كمتغير خارجي تماما عن X_t في حالة ما إذا كانت Z_t تتبع السيرورة التالية:

$$Z_t = \mu + \varepsilon_t = \mu + \theta(L)_{\xi_t}\,;\theta_0 = 1 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(11)$$

حيث يمثل: ε حد الخطأ الذي يخضع لتوزيع طبيعي $(0,\sigma^2)$ و $\theta(L)$ هو عبارة عن كثير حدود لمعامل التأخر L مع وجود جذر واحد على دائرة الوحدة و البقية في الخارج، وهذا عندما يكون Z_t متكامل من الدرجة الأولى $I(1)$، أو مع وجود كل الجذور خارج دائرة الوحدة عندما يكون Z_t متكامل من الدرجة الصفر $I(0)$.

[88] Hamilton, J., and Flavin, D.M., (1986): " On the Limitation of Government Browing: Framework for Empirical Testing ", *Journal of Economic Review*, vol .76, N.4, (808 – 819).

[89] Trehan, B., and Walsh, C.E., (1988): "Common Trends, Inter-Temporal Budget Balance and Revenues Smoothing ", J*ournal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, N.3, (425-444).

[90] Wickens, M.R., and Uctum, M., (1993): " The Sustainability of Current Account Deficits: a Test of the U.S Inter-temporal Budget Constraint", *Journal of Economic Dynamics and Control* .Vol.17, N.3, (423 – 441).

[91] Bohn, H., (1995): "The Sustainability of Budget Deficit in a Stochastic Economy ", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.27, N.1, (257 – 271).

من خلال المعادلة (11) يتبين أننا سنعتبر فقط السيرورات المستقرة هيكليا للعجز الأساسي وعليه سنعتبر Z_t كمتغير خارجي ضعيف بالنسبة لـــ X_t إذا وجد هناك مردود سلبي من العجز الأساسي المخصوم، أي إذا أمكن شرحه بشكل وظيفي مثل الشكل التالي:

$$Z_t = \mu - \alpha X_{t-1} + e_t = \mu - \alpha X_{t-1} + \theta(L)_{\xi_t}\,;\alpha \succ 0 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(12)$$

تظهر المعادلة (12) على أنها اشتقت من نموذج اقتصادي قياسي يلخص فيه e_t تأثير كل المتغيرات الأخرى في النموذج ويتضمن كل الديناميكيات. إذن يمكن لنا الآن أن نستنتج الفرضية التي يقوم عليها الشرط العرضي والبرهنة على مدى صحتها.

الفرضية : سواء كانت Z_t ذات سيرورة خارجية قوية أو ضعيفة، الشرط الكافي و الضروري لتحقيق شرط العرضية المعطى بالمعادلة (9) هو أن تكون X_t مستقرة هيكليا بحيث يجب أن تكون هذه الإستقرارية من الدرجة 0 (إستقرارية السلاسل الزمنية من الاختبار الأول) .

من أجل إثبات صحة هذه الفرضية سنتطرق إلى الحالتين :

أ) Z_t هو متغير خارجي على نحو تام :

على افتراض أن Z_t معرف بالمعادلة (11) فإنه يمكن لنا أن نميز بين حالتين: Z_t متكامل من الدرجة الصفر $(Zt \sim I(0))$ و Z_t متكامل من الدرجة الأولى ($Z_t \sim I(1)$) .

أ- 1) Z_t متكامل من الدرجة الصفر:

في هذه الحالة تكون جذور $\theta(L)$ ممتدة خارج دائرة الوحدة، وانطلاقا من المعادلتين (6) و (11) يمكن لنا صياغة المعادلة التالية[92]:

$$\lim_{n\to\infty} \mathrm{E_t X_{t+n}} = \mathrm{X_t} + \lim_{n\to\infty} \mathrm{E_t} \sum_{i=1}^{n} \mathrm{Z_{t+i}} = X_t + \lim_{n\to\infty} n\mu + \lim_{n\to\infty} Et \sum_{i=1}^{n} e_{t+1} \ldots\ldots\ldots(13)$$

وباستعمال نفس طريقة L.P.Hansen و T.J.Sargent (1980)[93] في نمذجة وتقدير التوقعات العقلانية سنحصل على المعادلة التالية:

$$\lim_{n\to\infty} Et \sum_{i=1}^{n} e_{t+1} = \{[\theta(L) - \theta_0]L_{-1} + [\theta(L) - (\theta_0 + \theta_1 L)L^{-1}] + \ldots\ldots\ldots\ldots\}\xi_t$$

$$= \{\theta(L)L^{-1}[1 + L^{-1} + L^{-2} + \ldots.] - L^{-1}[\theta_0 + \theta_1 + \theta_2 + \ldots] - L^{-2}[\theta_0 + \theta_1 + \theta_2 + \ldots] - \ldots..\}$$

$$= \frac{[\theta(1) - \theta(L)]}{(1-L)}\xi_t$$

بتعويض هذه النتيجة في المعادلة (13) سنحصل على:

[92] Uctum, M., and Wickens, M.R, (2000): art. citè. P : 203.

[93] Hansen, L.P., and Sargent, T.J., (1980): "Formulating and Estimating Dynamic Rational Expectations Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.2, N.1, (7-46).

$$\lim_{n\to\infty} E_t X_{t+n} = X_t + \lim_{n\to\infty} n\mu + \frac{[\theta(1)-\theta(L)]\xi_t}{(1-L)} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (14)$$

وهكذا إذا آلت القيمة المتوقعة للدين المخصوم إلى الصفر عندما تؤول n إلى ما نهاية فإن:

$$X_t = -\lim_{n\to\infty} n\mu - \frac{[\theta(1)-\theta(L)]\xi_t}{(1-L)} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (15)$$

ويترتب على ذلك أن تكون $\mu = 0$، غير أن هذا يعني بأن العجز الأساسي المخصوم يجب أن يكون مستقرا من الدرجة الصفر.

يمكن أيضا كتابة المعادلة (15) بالشكل التالي : $\Delta X_t = Z_t - \theta(1)\xi_t$، غير أن المعادلة (7) تبين أن: $\Delta X_t = Z_t$.

لذلك يجب أن يكون: $\theta(1)\xi_t = 0$ ، لكن هذا لا يتحقق إلا إذا كانت $Z_t = 0$ ، أي إذا انعدم العجز المخصوم أو العجز الأساسي نفسه في كل فترة من الزمن، الشيء الذي يتطلب مجددا تحقق المعادلة التالية: $X_t = \theta^*(l)\xi_t$ بحيث أن:

$\theta^* = \theta(L)/(1-L)$. وهذا يعني أن X_t متكاملة من الدرجة الصفر $I(0)$. إذن، إذا كانت Z_t متكاملة من الدرجة الصفر $I(0)$، ومن أجل تحقق شرط العرضية، يجب أن تكون سيرورة الدين المخصوم مستقرة من الدرجة الصفر .

أ- (2) Z_t متكامل من الدرجة الأولى:

في هذه الحالة يوجد جذر واحد من جذور $\theta(L)$ في المعادلة (11) على دائرة الوحدة، أما البقية فتمتد خارجا. ويمكن إعادة كتابة المعادلة (11) مرة أخرى بالشكل التالي:

$$\Delta Z_t = \mu - e_t = \mu + \theta(L)_{\xi_t}; \theta_0 = 1 \ldots\ldots\ldots (16)$$

بحيث تمتد جذور $\theta(L)$ خارج دائرة الوحدة ويترتب على ذلك مايلي:

$$\lim_{n\to\infty} E_t X_{t+n} = X_t + l \lim_{n\to\infty} E\sum_{i=1}^{n} Z_{t+i}$$

$$= X_t + \lim_{n\to\infty} \sum^{n} \left(i\mu + Z_t + E_t \sum_{j=0}^{i-1} e_{t+i} \right)$$

إذن يبدو واضحا أنه ما لم تكن $Z_t = 0$ في كل الفترات t، فلن يتحقق شرط العرضية.

ب) **Z_t هو متغير خارجي ضعيف:**

لقد تم إفتراض Z_t في هذه الحالة على أنها معطاة بالشكل السابق في المعادلة (12): $Z_t = \mu - \alpha X_{t-1} + e_t$ ،

حيث أن: $\alpha > 0$ و $e_t = \theta(L)\xi_t$ هي مستقرة. وبأخذ الفروق الأولى واستبدال $Z_t = \Delta X_t$ نحصل على :

$$Z_t = (1-\alpha)Z_{t-1} + \Delta e_t$$

$$= (1-L)\theta(L)[1-(1-\alpha)L]^{-1}\xi_t = \phi(L)\xi_t \ldots\ldots\ldots (17)$$

وهكذا من أجل تحقق فرضيتنا يجب أن تكون Z_t مستقرة من الدرجة الصفر ومساوية لقيمتها في المعادلة (11) مع انعدام μ، وهذا ما ينطبق على نفس النتائج السابقة عندما كانت Z_t كمتغير خارجي على نحو تام ومتكاملة من الدرجة الصفر.

فيما أن: $\Delta X_t = Z_t$ فإنه يمكن أن نكتب عموما المعادلة (17) كالتالي :

$$X_t = X_0 + \theta(L)[1-(1-\alpha)L]^{-1}\xi_t$$

و على أي حال، من أجل تحقق شرط العرضية في هذه الحالة يجب أن يكون $X_t=0$ وذلك بأن تكون X مستقرة من الدرجة الصفر. و كذلك من أجل أن تكون قيمة Z_t هي نفسها المعطاة في المعادلة (12) يجب أن يكون شرط العرضية محققا و أن تكون X_t مستقرة.

وكخلاصة لما سبق ذكره ، سواء كانت Z_t كمتغير خارجي ضعيف أو على نحو تام مع استقرار هيكلي، **يتطلب تحقق شرط العرضية أن يكون كل من Z_t و X_t مستقرين من الدرجة الصفر، بمعنى آخر استقرار عجز الموازنة الأساسي**، وما يمكن ملاحظته أن هذه النتيجة تم بناؤها بافتراض أفق زمني لا نهائي. غير أن هذا الافتراض يبدو غير واقعي في إطاره الزمني مع إغفاله للتغييرات المطلوبة التي تمكن من القدرة على استدامة تحمل السياسة المالية، فمعظم الحكومات المنتخبة ديمقراطيا تتمتع بمدة قصيرة (أربع أو خمس سنوات) لإنجاز أهدافها. وعليه، ومن أجل الأغراض العملية نحتاج لاعتبار منظور الأفق المحدود لمشكلة القدرة على استدامة التحمل والذي يسمح بتغيير السياسات المستقبلية [94].

ث- **تحليل القدرة على استدامة تحمل العجز الموازني ضمن أفق محدود :**

في المدى المتوسط يمكن اعتبار استدامة تحمل السياسة المالية و ثباتها مابين الأزمة، إذا كانت قادرة على بلوغ مستوى هدف معلوم لنسبة الدين العمومي من PIB، وعلى خلاف حالة الأفق اللانهائي، يمكن لهذا المستوى أن يختلف عن الصفر. سنرمز بـــ b^* بالمستوى المرغوب فيه لنسبة الدين العمومي من PIB عند نهاية فترة التخطيط. و انطلاقا من المعادلة (4) يمكن لنا إعداد صياغة جديدة لقيد موازنة الحكومة مابين الأزمنة وفق المعادلة التالية:

$$b_t - E_t\delta_{t,n}b^*_{t+n} = E_t\sum_{i=1}^{n}\delta_{t,i}(-d_{t+i}).....(18)$$

يمثل الجانب الأيسر من المعادلة أعلاه الفرق مابين النسبة الجارية للدين العمومي من PIB و القيمة المتوقعة لنسبة الدين العمومي من PIB المخصوصة المنتظرة خلال n من الفترات المستقبلية. بمعنى آخر، التغير المنتظر في نسبة الدين العمومي من PIB المخصومة، أما الجانب الأيمن من المعادلة (18) فيمثل نسبة الفوائض الأساسية المستقبلية المخصومة المتوقعة في الفترة t. إذا تحققت المعادلة (18) يمكن أن نقول أن هناك استدامة تحمل للموقف المالي الحالي أو أن هناك ثباتا مابين الأزمنة، أما إذا لم تتحقق فهذا يعني ضرورة تعديل مستوى الدين المستهدف و الموقف المالي السائد. فإذا أرادت الحكومة مثلا تخفيض عبء دينها يجب أن يكون الجانب الأيسر من المعادلة (18) موجبا ، بحيث يمكن أن ينتج ذلك عن طريق تدني عامل الخصم (ارتفاع معدل الخصم) بسبب ارتفاع معدل الفائدة الحقيقي وإنخفاض النمو، وهذا ما يجعل من القيمة الحالية لنسبة الدين العمومي من PIB المستقبلي أصغر من

[94] Uctum, M., and Wickens, M.R, (2000): art. citè. P: 205.

القيمة الجارية في هذه الحالة. وبالرغم من إمكانية عدم التغيير في المستوى الفعلي للدين فإن إتباع سياسة مالية ضيقة سيكون أكثر من ضروري، ويحتاج هذا الموقف لتبني سياسة نشطة تجاه التغيرات الدورية لمعدل الفائدة الحقيقي ونسب النمو[95] .

إن تغير الموقف المالي يمكن أن ينجز بتغيير في الضرائب أو نفقات الحكومة أو في التمويل النقدي بحيث اعتبر O.Blanchard و آخرون (1990)[96] معدل نسبة الضريبة τ^* الذي يعمل على تحقيق قيد موازنة الحكومة مابين الأزمنة و استعمله في اشتقاق مقياس للضغط الضريبي تحت فرضية نسبة خصم ثابتة. ويعرف هذا المقياس على أنه الفارق ما بين معدل الضريبة الحالي، و نسبة الضريبة التي تحقق القدرة على استدامة التحمل. غير أن فرضية ثبات معدل الخصم هي تقييدية و يمكن أن تكون غير عملية، لأنه من المحتمل حساب معدل الضريبة الحالي في كل فترة من الزمن و مقارنته مع نسبة الضريبة التي تحقق القدرة على استدامة التحمل في كل فترة. إذن، إذا كان الفائض المخصوم غير كاف للسماح بالانخفاض المطلوب في الدين المخصوم، فإن هذا يتطلب زيادة في معدل نسبة الضريبة في كل فترة من الزمن معبر عنها بالمعادلة التالية:

$$\tau^* - \tau = \left[E_t \sum_{i=1}^{n} \delta_{t,i} \right]^{-1} \left[b_b - E\delta_{t,n} b^*_{t+n} + E_t \sum_{i=1}^{n} \delta_{t,i} d_{t+1} \right] \ldots\ldots\ldots\ldots (19)$$

و التي ستعمل على تحقيق قيد الموازنة مابين الأزمنة خلال n من الفترات، كما أن التغيير في نسبة معدل الضريبة سيتفاوت بمرور الزمن أين تتوفر المعلومات الجديدة حول العجوز الأساسية المستقبلية أو الفوائض و حول معدل الخصم المستقبلي.

أما عن حجم الضريبة فيتطلب قياس الضغط الجبائي، مع العلم أن خيار تغيير معدل الضريبة سيؤدي بالطبع إلى تغيير النفقات الحكومية .

إن اللجوء إلى إدراك هذا المؤشر الجبائي هو إجراء بسيط يمكن تطبيقه بسهولة لأنه يستند على متغيرات يمكن ملاحظتها وعلى توقعات متوفرة عبر الزمن t، وبما أن الشرط الختامي في المدى المتوسط لا يتطلب عادة الإلغاء الكلي للدين العمومي، فإن المؤشر الجبائي يسمح بتطبيق سياسة مالية جيدة تستطيع ربط التطور المرغوب في الدين العمومي بالعجوز المستقبلية المتوقعة.

ج- استقرار الدين العمومي وملاءة الدولة:

لقد أشرنا سابقا في تعريف القدرة على استدامة تحمل العجز الموازني إلى تحديد مفهوم هذا الأخير نسبة إلى مفهومين آخرين مجاورين، ويتعلق الأمر بدراسة ملاءة الدولة واستقرار الدين العمومي، سنحاول من خلال هذا المطلب ربط هذه المفاهيم ببعضها البعض مع إدراج أساليب تمويل عجز الدولة على الموازنة وتأثيرها.

ديناميكية الدين العمومي

إن دراسة التوازنات المالية الكبرى للدولة تنطلق أساسا من وضعية الخزينة العمومية ومدى تحقق قيد موازنة الدولة الذي يمكن كتابته على شكل موارد/ استخدامات وفق المعادلة التالية[97] :

[95] Uctum, M., and Wickens, M.R, (2000): art. citè. P: 206.
[96] Blanchard, O., et Alii (1990) : art .cité. P : 13.
[97] Guillard, M., (2004): "Déficits et dette publics". EEPEF. Université d'Evry. Page : 1.

$$\underbrace{B_t - B_{t-1} + P_t T_t}_{\text{موارد}} = \underbrace{P_t G_t + i_{t-1} B_{t-1}}_{\text{استخدامات}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

حيث أن: B : حجم الدين العمومي الكلي للدولة P: المستوى العام للأسعار.

T : الإيرادات الجبائية للدولة i : معدل الفائدة الاسمي.

G : النفقات العمومية الحقيقية.

إذا قمنا بنقل الإيرادات الجبائية إلى الطرف الأيمن من المعادلة السابقة فسنحصل على:

$$\underbrace{B_t - B_{t-1}}_{\text{نمو الدين}} = \underbrace{P_t(G_t - T_t)}_{\text{العجز الأساسي}} + \underbrace{i_{t-1} B_{t-1}}_{\text{فوائد الدين}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(2)$$

العجز الكلي

من خلال المعادلة (2) نلاحظ أنه من أجل عدم ارتفاع في نمو الدين يجب على الفائض الأساسي (عكس العجز الأساسي) أن يغطي فوائد الدين. و بقسمة مكونات المعادلة (2) على مستوى PIB بالقيمة الجارية (حيث أن Y_t لا تعبر عن PIB الحقيقي) سنحصل على:

$$\frac{B_t}{P_t Y_t} - \frac{B_{t-1}}{P_t Y_t} = \frac{G_t - T_t}{Y} + i_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t Y_t} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(3)$$

وإذا اعتبرنا أن معدل نمو PIB الحقيقي هو: g ، و معدل نمو الأسعار الحقيقي (معدل التضخم) هو π ، والمعرفين بالصيغتين التاليتين : $(1+g) = \frac{Y_t}{Y_{t-1}}$ و $(1+\pi) = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ ، فإنه يمكن إعادة كتابة المعادلة (3) بالشكل التالي :

$$b_t - \frac{b_{t-1}}{(1+\pi)(1+g)} = d_t + \frac{i_{t-1}}{(1+\pi)(1+g)} b_{t-1} \ldots\ldots\ldots\ldots(4)$$

في المدى الطويل، و عند استقرار المجمعات الاقتصادية الكلية (الحالة الاستقرارية) تصبح المعادلة (4) كالتالي :

$$\frac{(1+\pi)(1+g)-1}{(1+\pi)(1+g)} b = d + \frac{i}{(1+\pi)(1+g)} b \ldots\ldots\ldots\ldots(5)$$

و تعتبر هذه المعادلة الحجر الأساسي الذي بنيت عليه معاهدة Maastricht للاتحاد الأوربي، أين تم تحديد قيم مثلى للتغيرات السابقة بحيث يجب أن يكون :

- الطرف الأيمن للمعادلة (5) و الذي يمثل نسبة العجز الكلي من PIB أصغر من 3 %.
- نسبة الدين العمومي من PIB أصغر من 60 %.
- معدل تضخم مقدر بـــ 2 % و معدل فائدة حقيقي مقدر بـــ 2 %.
- معدل نمو اقتصادي مقدر بـــ 3 %.

يمكن إعادة كتابة المعادلة (4) بالصيغة التالية :

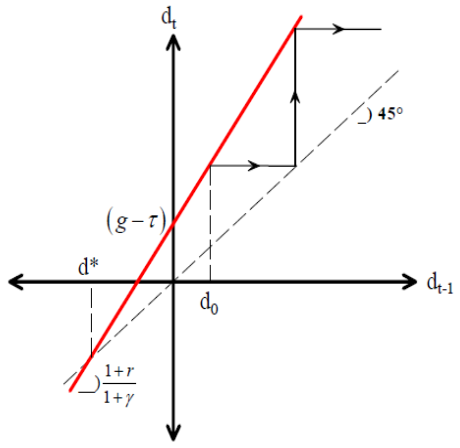
$$b_t = d_t + \frac{1+i_{t-1}}{(1+\pi)(1+g)} b_{t-1}$$

$$b_t = d_t + \frac{1+r}{1+g} b_{t-1} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

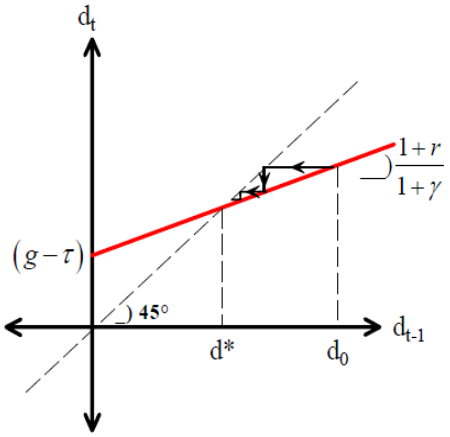
مع العلم أن : $1+r = \frac{1+i_{t-1}}{1+\pi}$ و $\frac{1+r}{1+\pi} \langle 1$

إذن يمكننا أن نعتبر المعادلة (6) هي معادلة تطور نسبة الدين العمومي من *PIB*، و منه يمكننا أن نبين ديناميكية الدين عن طريق الشكل 9، أين يمثل: $\frac{1+r}{1+g}$ ميل المنحنى.(في الأشكال البيانية الثلاثة التالية سنرمز لنسبة الدين العمومي من *PIB* بالحرف d)

الشكل8:ديناميكية الدين العام في حالة: $r \rangle g$.



الشكل9: تطور ديناميكية الدين العام

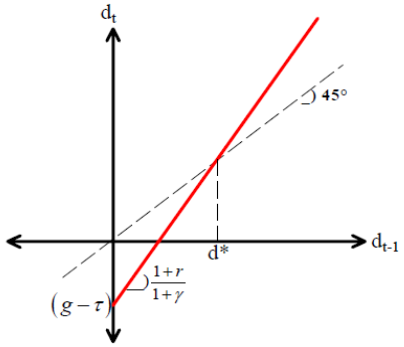


Source : Guillard, M., (2004):op.citè.P:10-11.

أما إذا افترضنا أن معدل الفائدة الحقيقي سيكون أكبر من معدل النمو في المدى الطويل فإن هذا يعني تغير ديناميكية الدين العمومي بحيث يمكن التعبير عن هذه الوضعية بالشكل 8 أين تكون نسبة الدين b^* سالبة مما يعني عدم استقرار التوازن، و عليه فان أي قيمة للدين الحالي b_0 تعبر عن انفجار نسبة الدين العمومي من *PIB* .

في حين إذا أردنا تغيير هده الوضعية و الانتقال إلى نسبة دين مستقر b^* موجبة فإن هذا يتطلب وجود فائض أساسي موجب (أو عجز أساسي سالب) و الشكل البياني التالي يبين ذلك:

الشكل10:ديناميكية الدين العام في حالة وجود فائض أساسي



Source: Guillard, M., (2004):op.citè.P:13.

و يمكن الوصول إلى هذه الوضعية عن طريق الربط الداخلي للعجز الأساسي (endogénéisation du deficit) بدلالة حجم الدين العام، إذ يمكننا أن نضع مثلا: $d_t = a + \beta b_{t-1}$ ، حيث أن: $\frac{1+r}{1+g} - 1 \langle \beta \langle \frac{1+r}{1+g}$

وعليه سنحصل على ديناميكية مقاربة للدين العمومي معبر عنها بالمعادلة التالية:

$$b_t = d_t + \frac{1+r}{1+g} b_{t-1} = a + \left(\frac{1+r}{1+g} - \beta \right) b_{t-1}$$

أين تعطى نسبة الدين المستقر b^* بالصيغة التالية :

$$b^* = \frac{a}{1+\beta - \frac{1+r}{1+g}}$$

وتكون أيضا نسبة الفائض المستقر معطاة بالصيغة التالية:

$$d^* = \frac{r-g}{1+g} b^*$$

ملاءة الدولة

سنقوم الآن بمحاولة ربط إستقرار الدين العمومي وملاءة الدولة بمفهوم القدرة على استدامة تحمل العجز الموازني و السياسة المالية ، لكن قبل ذلك لابد من تحديد وضعية ملاءة الدولة أولا. فإذا اعتبرنا أن المعادلة التالية تعبر عن ديناميكية الدين العمومي التي سبق شرحها في الفرع السابق:

$$B_{t+1} = B(1+r) + P_t G - P_t T = b_t + D_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

نلاحظ من خلال هذه المعادلة أننا استبعدنا التمويل النقدي لعجز الموازنة و احتفظنا بالتمويل عن طريق الاقتراض فقط، وعليه يمكن لنا كتابة قيد ملاءة الدولة مابين الأزمنة وفق الصيغة التالية[98]:

$$\lim_{t \to \infty} \frac{B_t}{(1+r)^t} \leq 0 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

وتعني هذه المعادلة أن تؤول القيمة الحالية للدين العمومي إلى الصفر، فإذا اعتبرنا أن : $t = 0$ تمثل الحاضر فإنه يمكن التعبير عن الجملة السابقة بالمعادلة التالية :

$$B_0 = \frac{B_1}{1+r} + \frac{P_0 T_0 - P_0 G_0}{1+r}$$

[98] Arthus, P., (1996):" *Déficits Publics : Théorie et Pratique*", Economica, Paris. P: 9.

وبتكرار هذه العبارة واستعمال شرط الملاءة المعبر عنه في المعادلة (2) من أجل وصف تطور الدين العمومي في الفترة t سنحصل على الصيغة التالية:

$$B_0(1+r) \le P_0T_0 - P_0G_0 + \frac{P_1T_1 - P_1G_1}{(1+r)} + \ldots\ldots\ldots + \ldots\ldots\ldots\frac{P_tT_t - P_tG_t}{(1+r)^t} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(3)$$

من خلال المعادلة أعلاه يتبين أن سداد الدين العمومي الأصلي هو مرهون بمجموع القيم الحالية للفوائض الميزانية الأساسية المستقبلية، فإذا سمحت هذه الأخيرة بتغطية الدين العمومي، فهذا يعني ضمان ملاءة الدولة. ومنه يمكن أن نستنتج أن ملاءة الدولة هي مرتبطة بشكل أساسي مع استقرار الدين العمومي.

فإذا أعدنا كتابة المعادلة (1) من جديد بالصيغة التالية:

$$\frac{B_{t+1}}{P_tY_t} = \frac{B_t(1+r)}{P_{t-1}Y_{t-1}}\frac{P_{t-1}Y_{t-1}}{P_tY_t} + \frac{G_t - T_t}{Y_t}$$

و اعتبرنا أيضا أن b تمثل نسبة الدين العمومي من الإنتاج الكلي، مع وجود حجم للتضخم معطى بالصيغة: $1+\pi = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ ، وتعريف معدل النمو الحقيقي للإنتاج بالصيغة : $1+g = \frac{Y_t}{Y_{t-1}}$ ، أمكن لنا كتابة المعادلة أعلاه بصيغة جديدة معرفة بالمعادلة التالية:

$$b_{t+1} = b_t\frac{1+r}{(1+\pi)(1+g)} + d_t = b_t(1+r-\pi-g) + d_t \ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(4)$$

من خلال هذه المعادلة نستطيع تحديد العلاقة مابين مفهوم استقرار الدين العام، ملاءة الدولة و القدرة على استدامة التحمل التي تخضع بالدرجة الأولى إلى العلاقة مابين معدل الفائدة الحقيقي ($r-\pi$) ومعدل نمو الإنتاج الحقيقي g .

فأما استقرار الدين العمومي نسبة إلى PIB ، فسيتحقق عندما تكون: $d_t = -[1+r-\pi-g]b_t$ ، و نميز هنا بين ثلاث حالات : إذا كان معدل الفائدة الحقيقي أكبر من معدل النمو، فإن استقرار الدين العمومي يعني بالضرورة في هذه الحالة غياب عجز في الموازنة، وعليه فإن وجود فائض في رصيد الموازنة الأساسي هو أكثر من ضروري إذا ما أردنا الاحتفاظ باستقرار الدين، وتمثل هذه الحالة الوضعية الحالية لمعظم دول الإتحاد الأوربي التي تعاني من معدلات نمو اقتصادي ضعيفة، ومن أجل تفادي تفاقم ارتفاع الدين العمومي (أثر الكرة الثلجية) يمكن ربط هذه الفوائض الأساسية بمستوى دين عمومي ترغب السلطات بالاحتفاظ به و هو نفس التحليل الذي تناولناه في الفرع السابق. أما إذا كان معدل النمو الحقيقي أكبر من معدل الفائدة الحقيقي فهذا يعني استقرار الدين العمومي حتى مع وجود عجز أساسي، في حين إذا تعادل معدل الفائدة الحقيقي مع معدل الفائدة الحقيقي فهذا يعني استقرار الدين العمومي. من جهة أخرى تتعلق الملاءة بمدى قابلية الدولة بالوفاء بخدمات الدين العمومي، ويمكن أن نبين هذا من خلال حل المعادلة (4) بعد تحويلها إلى صيغة المستقبل بإدراج التوقع الرياضي في الفترة t أين تصبح:

$$، b_t = -\sum_{i=1}^{\infty}\lambda E_t d_{t+i} + \lim_{i\to\infty}\lambda E_t d_{t+i}$$

حيث أن: λ هو معامل التحيين وهو يساوي : $\lambda = 1/1+(1-r-\pi-g)$.

إن ملاءة الدولة تعني من هذا المنظور انعدام الجزء الثاني من المعادلة أعلاه، أي أنه يجب أن يكو التوقع الرياضي للقيمة الحالية المحينة للعجوز الأساسية المتوقعة مساويا على الأقل لحجم الدين العمومي الصافي في الفترة t. وعليه، **إذا أرادت الدولة الاحتفاظ بملاءتها يجب أن لا تنم نسبة الدين العمومي بشكل أسرع من الفارق بين معدل الفائدة الحقيقي و معدل النمو الحقيقي**، وهو ما أدى إلى محاولة لوضع قيمة عظمى مثالية للرصيد الموازني عن طريق تحديد نسب المعدلات الضريبية و النفقات العمومية المثلى .

و من خلال التعريف السابق للملاءة نرى أنه تعريف يكاد يقترب من تعريف القدرة على استدامة تحمل السياسة المالية وهذا شيء طبيعي لأن السياسة المالية مستدامة التحمل هي تلك التي لا تعرض ملاءة الدولة لخطر التوقف عن سداد ديونها.

VII) المنهج والأدوات المستعملة في البحث :

في إطار المنهجية العلمية، اهتم الباحثون في مجال القياس الاقتصادي بالتقدير الكمي لسلوك الظواهر الاقتصادية والمتغيرات المرتبطة بها، فكان لاستخدام المنهج الرياضي في الأبحاث العلمية الفضل الكبير في تنمية قدرات الباحثين على تنظيم وتصنيف الظواهر العلمية، وأدى هذا بالتالي إلى تطوير مختلف طرق معالجة المعلومات، ومن بين هذه الطرق نجد أساليب التحليل العاملي خاصة والإحصاء متعدد الأبعاد عامة، التي تزايد استخدامها في دراسات وعلوم عدة مع ظهور الإعلام الآلي وتوفر برامج المعالجات الآلية للمعلومات.

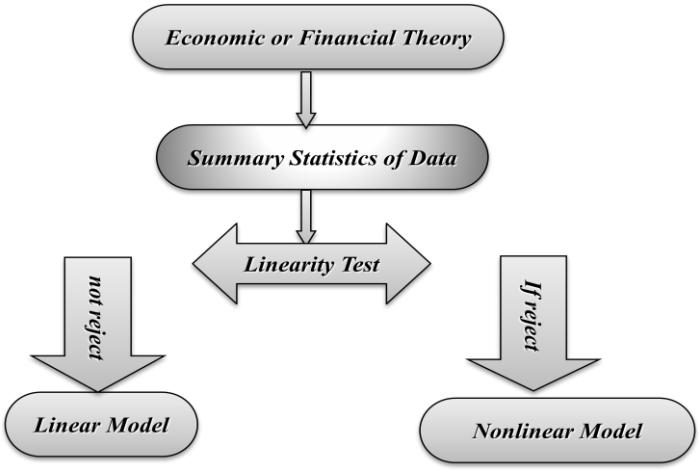
ولقد أدى استخدام هذه الأساليب في مختلف مجالات العلوم إلى المساعدة في اكتشاف وفهم المزيد من النظريات عن سلوك الظواهر التي لم يكن في مقدور الباحثين الأوائل إدراكها، إما لصعوبة توفر المعلومات وأدوات جمعها ومعالجتها السريعة، وإما لافتقار الباحثين للتخصص الواسع بأساليب الرياضيات التطبيقية بالقدر الذي تتطلبه البحوث في مجالات العلوم الإنسانية وغيرها. وهكذا وبعد توفر أساليب المعالجات الآلية للبيانات، أصبحت جهود الباحثين منصبة على إيجاد التفسيرات الملائمة للنتائج على ضوء النظريات التي تجري في إطارها هذه البحوث، والتي يجب أن تتميز من ناحية بالمرونة المطلوبة لاستخدامها في عمليتي قياس الظواهر والتنبؤ بها، ومن ناحية أخرى أن تكون على احتكاك وتفاعل مع ما أنجز من بحوث وعلوم أخرى وبالتالي ضمان تجديد الأبحاث وتحيينها وترقيتها وإثرائها.

بناء على ذلك، سنتبنى المنهج الوصفي في دراستنا للجانب النظري مستندين على التحليل الاقتصادي الكلي و الجزئي المبنيان بدورهما على كل من التحليل الرياضي و البياني. كما سنعتمد على البحث الببليوغرافي المعمق، وذلك من خلال إستقدام الكتب الشهيرة في المجال، و إستخدام قواعد البيانات العلمية المشهورة مثل : Springer، Science direct،.....، والتي تحتوي على أشهر المجلات العلمية في السياسات الإقتصادية والقياس الإقتصادي وغيرها.

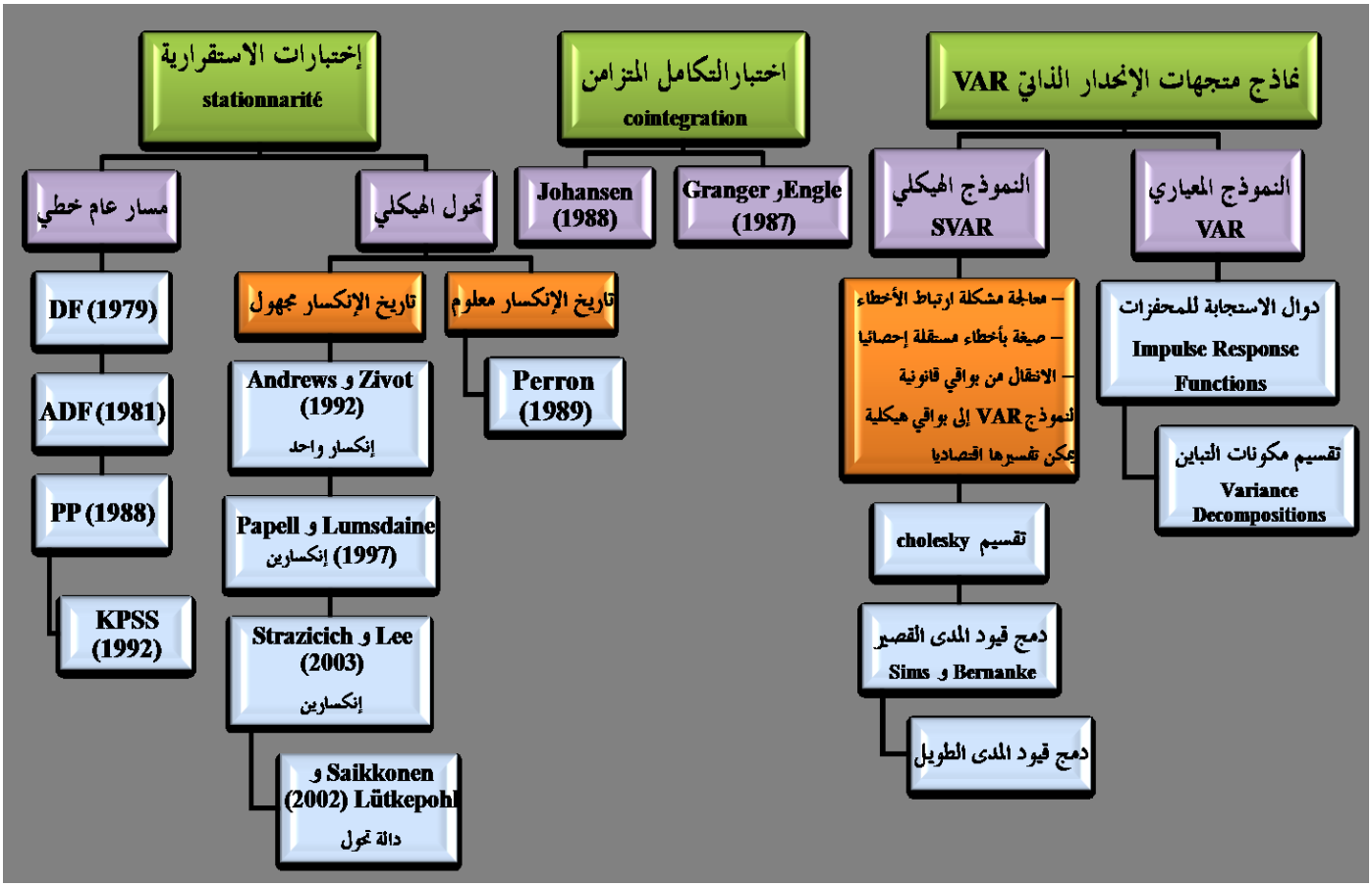
فيحين تم إدراج كل من المنهج الوصفي، التحليلي و الكمي في دراستنا للجانب التطبيقي، إذ ستعتمد هذه الدراسة في بياناتها على الإحصاءات المنشورة من قبل الديوان الوطني للإحصاء (ONS) ووزارة المالية، بالإضافة إلى إحصاءات المنظمات الاقتصادية الدولية كصندوق النقد الدولي (WEO, IFS, GDF) و البنك العالمي (WDI) و أيضا PEN WORLD TABLE 6,1. هذا و قد تم البحث في النماذج القياسية التي تتلاءم وأهداف الدراسة ،حيث عمدنا إلى شرح بعض الاختبارات القياسية

الكلاسيكية (صيغة خطية) كالاستقرارية و التكامل المتزامن و النماذج VAR وما يستتبعها من دوال الاستجابة للمحفزات و تقسيم مكونات التباين. كما تم أيضا دراسة النماذج ذات النظم المتغيرة ونخص بالذكر كلا من: نماذج الانحدار الذاتي ذات العتبة مع انتقال فوري ومباشر TAR، نماذج الانحدار الذاتي ذات العتبة مع انتقال انسيابي و تدريجي STAR، و النماذج ذات النظم المتغيرة المركوفية (Markov-switching). هذا و مع القيام بأبحاث معمقة في كيفية تطبيق هذه النماذج على برمجيات الإعلام الآلي كالبرنامج Eveiws، JMulTi ، OxMetics ، وGauss وغيرها من البرامج العالمية الشهيرة والتي يجب إتقانها في حل مشاكل الإقتصاد القياسي.

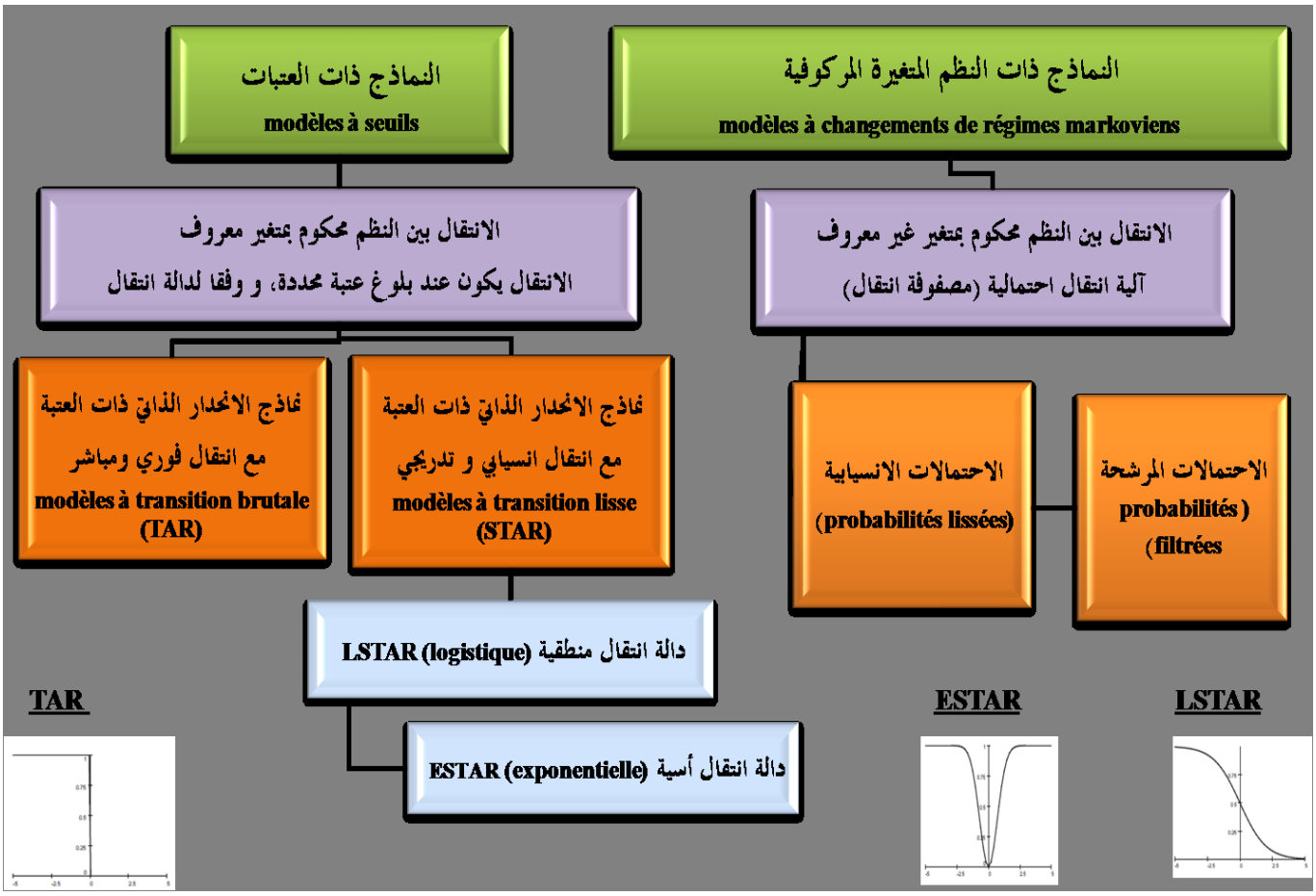
الشكل 11: تشخيص نماذج السلاسل الزمنية ما بين النماذج الخطية و اللاخطية



الشكل 12: الاختبارات القياسية القاعدية (الخطية)



الشكل 13:النماذج ذات النظم المتغيرة



(VIII النتائج التطبيقية للدراسة:

لقد تضمن هذا الجزء تحليلا وصفيا و قياسيا للسياسة المالية بالجزائر، حيث تناول القسم الأول منه عرض تحليل رقمي لأدوات السياسة المالية بالجزائر، مصحوبا ببعض التعاليق الاقتصادية.

فبالنسبة للسياسة الضريبية، لا زالت هذه الأخيرة تعتمد بشكل مطلق على الجباية البترولية مقابل انخفاض للجباية العادية، إذ بلغ مستوى الضغط الضريبي (الجباية العادية منسوبا إلى الناتج المحلي الخام خارج المحروقات) حوالي 18.9% ، وهذا المعدل يعتبر أقل مما هو سائد في الكثير من الدول، ففي الدول الصناعية الكبرى السبع يتجاوز معدل الاقتطاع أحيانا 42,5% ولا يقل عن 27%، وهذا إن دل فإنما يدل على ضعف الإدارة الضريبية في إيجاد الأوعية الضريبية الملائمة ذات المردودية، فالكثير من الضرائب المكونة للهيكل الضريبي الجزائري ذات مردودية ضعيفة. من جهة أخرى، تميز النظام الجبائي الجزائري بعدم الاستقرار، إذ لم يستطع التخلص من آفة التعديلات المستمرة، فلا يكاد يخلو أي قانون مالية من تدابير تعديلية في المجال الضريبي، مما يدل على عدم وضوح الرؤية لدى السلطات الاقتصادية وهيمنة العقلية المالية الرامية إلى البحث عن الموارد. أما فيما يخص دور السياسة الجبائية في توزيع المداخيل بالجزائر، فنجد أنها تفتقر إلى معيار العدالة الاجتماعية، إذ أن الذي يتحمل العبء الجبائي هي الطبقة ذات الدخل المنخفض على حساب المنتجين و أصحاب المؤسسات.

أما بالنسبة للسياسة الإنفاقية، يمكن ملاحظة تطور نسب الإنفاق العام من الناتج المحلي الإجمالي متأثرا بثلاث محددات متداخلة و متكاملة، و هي: المحدد الاقتصادي و المذهبي، و نقصد بذلك حتمية تغيير الهيكل الاقتصادي، المحدد الاجتماعي، وهو عبارة عن ضغط الطلب على الخدمات العمومية، والمحدد المالي، و يتمثل في اليسر المالي الناتج عن قطاع المحروقات. لكن بالرغم من ضخ هذه الأموال الهائلة في الاقتصاد إلا أن معدلات النمو المحققة هي ضعيفة جدا مقارنة مع قيمة الاستثمارات التي تم رصدها خلال هذه السنوات. فالجزائر أنفقت متوسطا سنويا في مجال الاستثمار العمومي يفوق 10% من الناتج المحلي الخام، لتنجي بعدها سنويا أقل من 5% مما يكشف عن وجود اختلال و عدم فعالية كبيرة. فضخ نسبة عشرة بالمائة (أي ما يعادل تقريبا 155 مليار دولار) من القيمة الإجمالية للاقتصاد الجزائري، ثم الحصول على نسبة 4.7 % كمتوسط نمو سنوي ما بين 2001 و 2007، يعني أننا لم نحقق أي نتيجة فعلية إذا ما استبعدنا المحروقات التي تصل مساهمتها في تكوين الناتج المحلي الخام حدود 46% . فهناك ما يسمى بالأثر المضاعف للنمو الذي يفترض أن نحصل على أكثر مما نضخه من موارد، و لكننا نسجل ضياع حوالي 5% من قيمة الاقتصاد سنويا، و هذا في حد ذاته يكشف عن وجود خلل وفق المقاييس الاقتصادية البحتة في ظل غياب قطاع صناعي و إنتاجي قوي، و ضعف فعالية القطاع العمومي و عدم تشجيع القطاع الخاص. و بالتالي فإن السياسة المالية التي انتهجتها الدولة عن طريق رفع الإنفاق العام بهدف الرفع من عرض الإنتاج الوطني لم يكن لها أي أثر يخدم هذا المنظور، و يرجع هذا بكل بساطة إلى ضعف الجهاز الإنتاجي و محدودية قدراته، إذ لم تستطع المؤسسات الرفع من إنتاجها، مما استدعى تحويل هذه المبالغ في إنشاء الهياكل القاعدية و تزايد واردات السلع، حيث أن مقدارا كبيرا من الإنفاق الحكومي يتسرب خارج الاقتصاد الوطني بتغذية الواردات، مما يساهم بشكل كبير في تخفيض قيمة المضاعف.

فيما يخص السياسة الائتمانية، فقد عرفت اضطرابا كبيرا مع نهاية الثمانينات و بداية التسعينات، والذي يمكن اعتباره كأحد النتائج المنجرّة عن الأزمة البترولية التي عصفت بالاقتصاد الجزائري سنة 1986، الشيء الذي أحدث خللا في التوازنات المالية للدولة، عبر عنه بوضوح ارتفاع نسب الدين العمومي بشقيه الداخلي و الخارجي. هذا وقد اتضح لنا مدى أهمية حجم الدين العمومي الذي وصل إلى غاية 174,3 % من الناتج المحلي الخام، مما يدل على ضعف تمويل الدولة الذاتي للاقتصاد آنذاك و افتقارها للموارد المالية الكافية لتغطية ديونها السابقة، مما دفعها إلى اللجوء إلى الإقتراض من البنك المركزي أو البنوك الأجنبية، أو إصدار سندات للخزينة من أجل تعويض هذا العجز. غير أن إنشاء صندوق ضبط الإيرادات (FRR) سنة 2000 كان له الدور الكبير في خفض هذه النسبة إلى حدود 3,2 % سنة 2010، و هو دليل واضح على نجاعة السياسة المنتهجة في تسيير الدين العمومي.

أما التحليل القياسي فقد جاءت نتائجه على النحو التالي:

1- الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية : مقاربة خطية باستخدام نموذج SVAR

انطلاقا من أدبيات الدراسة التطبيقية، ومن أجل تقدير آثار صدمات السياسة المالية سنتبنى مقاربة نماذج المتجهات ذات الإنحدار الذاتي الهيكلية SVAR نظرا لشمولية هذه الأخيرة لبقية المقاربات، و أيضا كثرة استعمالها من قبل الباحثين في هذا الموضوع. وفي هذا الصدد، سيتضمن نموذج الدراسة في بادئ الأمر خمس متغيرات فقط (5 معادلات): ثلاثة منها تعمل مباشرة على تقييم آثار السياسة المالية على النشاط الاقتصادي، و يتعلق الأمر بلوغريتم الإنفاق الحكومي الحقيقي g_t، لوغريتم الإيرادات العمومية الحقيقية t_t، و لوغريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي Y_t. أما المتغيرين المتبقيين، يتعلق الأول منهما بمعدل التضخم مقاسا بمعامل إنكماش الناتج المحلي الإجمالي (GDP Deflator) π_t و الذي سيسمح لنا بمراقبة تطور مستوى الأسعار، أما المتغير الثاني فيتعلق بمعدل الفائدة الإسمي i_t الذي سيسمح لنا بعزل آثار السياسة النقدية.

و حسب Fatás و Mihov (2001) تعتبر هذه المتغيرات الخمسة أنها أقل ما يمكن من المتغيرات الاقتصادية الكلية الضرورية التي تمكننا من فهم التأثيرات الديناميكية لتقلبات السياسة المالية. و يعزى اختيارنا لهذه المقاربة إلى بساطة استعمال مثل هذه النماذج مقارنة بالنماذج التجميعية القياسية الأخرى، إذ نستعمل ضمن نماذج SVAR القليل من القيود وفقا لما تمليه النظريات الاقتصادية. بالإضافة إلى ذلك، تسمح لنا هذه المقاربة بمحاكاة الصدمات الهيكلية (أي تبيان أثر الصدمات الناتجة عن قرارات السياسة المالية المستقلة عن بعضها و عن المحيط الاقتصادي الكلي).

كما درجت العادة عند استخدام السلاسل الزمنية، خصوصاً في تحليل الحالات القطرية، سنبدأ باختبار استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المشمولة بالتحليل، وذلك باستخدام كل من: الاختبار المعزز لديكي–فوللر للجذور الوحدية (ADF)، اختبار phillips – perron (PP) ، و اختبار Kwiatowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS).

في هذا الصدد، و بعد حساب عدد التأخرات بناء على أساس أصغر قيمة يأخذ بها المعامل Akcaike و Schwarz، أوضحت نتائج اختبار استقرار السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة، عدم استقرار هذه السلاسل لكل مستويات المتغيرات المستخدمة عند مستوى معنوية 5 %، مما حدى بنا إلى إجراء الاختبار على الفروق الأولى. وقد كانت نتائج هذا الاختبار على نحو ما يوضح الجدول التالي:

الجدول 2: دراسة استقرارية المتغيرات

المتغيرات	عدد التأخرات	ADF		pp		KPSS	
		عند المستوى	الفروق الأولى	عند المستوى	الفروق الأولى	عند المستوى	الفروق الأولى
t_t	1	2.396	- 3.981	2.525	- 5.78	0.712	0.370
g_t	1	1.96	- 4.17	2.195	- 5.875	1.858	0.179
Y_t	1	4.02	- 2.308	4.792	- 4.328	2.032	0.352
i_t	1	- 0.603	- 2.474	- 0.768	- 4.408	0.827	0.316
π	2	- 1.247	- 8.347	2.55	- 4.269	1.025	0.197
C_t	1	1.665	- 4.655	1.587	- 6.353	1.913	0.323
I_t	2	1.388	- 3.757	1.565	- 4.415	0.573	0.413

Critical Value: ADF: -1.95, PP: -1.95, KPSS: 0.463

وبمقارنة قيم $t\Phi j$ الإحصائية مع القيم الحرجة يتضح أن الفروق الأولى لكل متغير من المتغيرات هي عبارة عن سلاسل زمنية مستقرة، وذلك بدلالة أن القيم المطلقة للإحصائية المقدرة تفوق تلك الحرجة لكل مستويات المعنوية الإحصائية بالنسبة لاختباري ADF و PP، و العكس بالنسبة لاختبار KPSS.

الجدول 3: اختبار التكامل المتزامن لـــ johansen (1995)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 0.05	Prob.**
None *	0.706709	123.3878	76.97277	0.0000
At most 1 *	0.519237	74.32428	54.07904	0.0003
At most 2 *	0.486516	45.02903	35.19275	0.0032
At most 3	0.234103	18.36753	20.26184	0.0892
At most 4	0.175090	7.699218	9.164546	0.0942
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

من الجدول أعلاه يتضح أن λ_{trace} أصغر من القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5% وبالتالي نقبل الفرضية العدمية H0، أي وجود علاقة للتكامل المتزامن، حيث أن عدد متجهات التكامل المتزامن هو $r=3$ عند مستوى معنوية 5%، مما يدل على وجود علاقات توازنية طويلة الأجل بين بعض المتغيرات، أي أنها لا تبتعد كثيرا عن بعضها البعض في المدى الطويل بحيث تظهر سلوكا متشابها.

ننتقل الآن إلى تحديد عدد فترات الإبطاء أو التأخرات في النموذج VAR الأول (5 متغيرات)، إذ جاءت نتائج هذا الاختبار على نحو ما يوضح الجدول التالي:

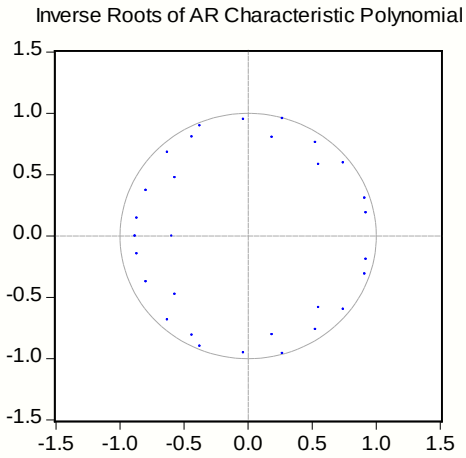
الجدول 4: تحديد عدد التأخرات في النموذج VAR

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4.91e-05	4.267088	4.487022	4.343851
1	39.98142*	5.27e-05	4.323263	5.642863	4.783839
2	28.40348	7.39e-05	4.576013	6.995278	5.420401
3	36.17899	6.13e-05	4.155952	7.674883	5.384154
4	35.05709	3.95e-05	3.207702	7.826299	4.819716
5	23.43904	4.38e-05	2.252687	7.970950	4.248514
6	35.82628	1.60e-06*	-3.523680*	3.294249*	-1.144040*

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

إن عدد التأخرات في هذا النموذج يقدر بست فترات زمنية، وهذا على غرار معظم الأدبيات التطبيقية التي تراوحت فيها التأخرات ما بين أربع و خمس فترات نظرا لاستعمالها لبيانات فصلية أو ثلاثية.

و من خلال الشكل أدناه، يتضح بأن النموذج المقدر يحقق شروط الاستقرار (VAR satisfies the stability condition.) إذ أن جميع المعاملات أصغر من الواحد، و جميع الجذور تقع داخل دائرة الوحدة. مما يعني أن النموذج لا يعاني من مشكلة في ارتباط الأخطاء أو عدم ثبات التباين.



و بعد تقديرنا لنموذج VAR القانوني، عملنا على استنتاج النظام الذي سيسمح لنا بالإنتقال من البواقي القانونية إلى البواقي الهيكلية من خلال تحديد عناصر مصفوفة الانتقال P التالية التي تحقق لنا المعادلة: $u_t = P.e_t$ أو حساب المصفوفتين A و B اللتان تحققان لنا المعادلة التالية: $A.u_t = B.e_t$ ، مع العلم بأن: $P = A^{-1}.B$. تقدير عناصر المصفوفتين باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين (two stage OLS) أعطى النتائج التالية:

$$A=\begin{array}{c} \begin{matrix} u_t^t & u_t^g & u_t^Y & u_t^\pi & u_t^i \end{matrix} \\ \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0.52 & -0.065 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0.097 & -0.161 & 1 & 0 & 0 \\ -14.86 & 24.69 & -44.83 & 1 & 0 \\ 3.27 & -0.604 & 0.808 & -0.034 & 1 \end{pmatrix} \end{array} \quad B=\begin{array}{c} \begin{matrix} e_t^t & e_t^g & e_t^Y & e_t^\pi & e_t^i \end{matrix} \\ \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.603 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \end{array} \quad P=\begin{pmatrix} 0.98 & -0.06 & -0.59 & -0.001 & 0 \\ 0.6 & -0.1 & 2.34 & 0.06 & 0 \\ -1.93 & 0.01 & 1.43 & 0.009 & 0 \\ 0.02 & 1.1 & -2.34 & -0.6 & 0 \\ -2089 & 0.2 & 2.11 & 0.03 & 1 \end{pmatrix}$$

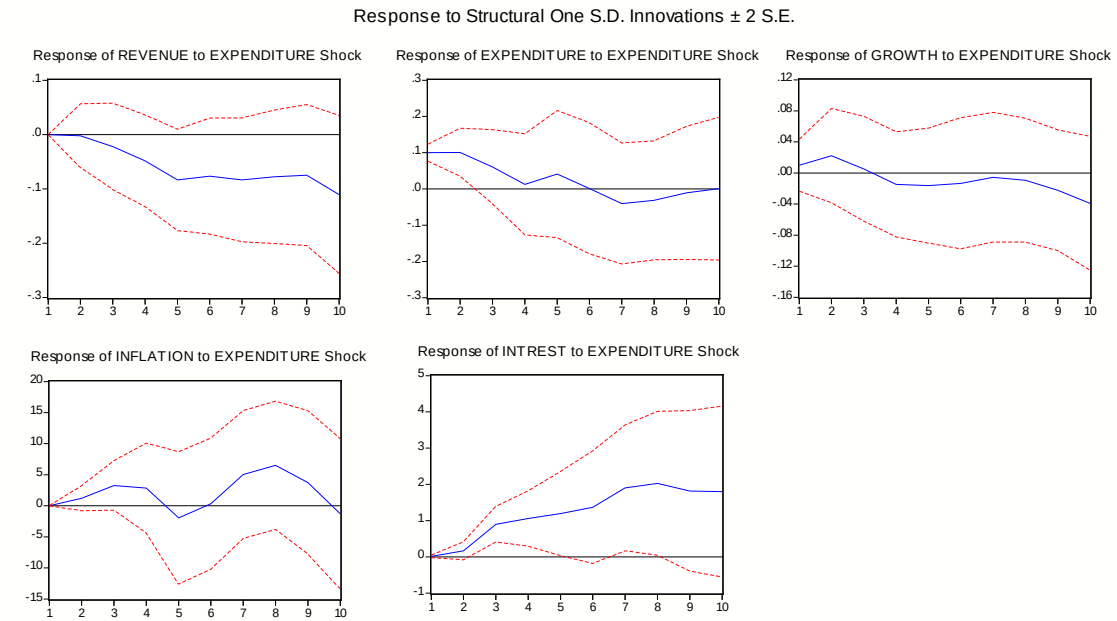
أ- **آثار صدمة في الإنفاق الحكومي:**

حسب تقديرات دوال الاستجابة للمحفزات الممتدة على 10 سنوات و المبينة في الشكلين 14و 15 أدناه، فإن حدوث صدمة هيكلية إيجابية واحدة في الإنفاق الحكومي مقدرة بـــ 1 % (أو بدينار جزائري) سيكون لها أثر معنوي إيجابي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في المدى القصير، غير أن هذا المضاعف صغير جدا و يقدر بحوالي: 0.022184 % كحد أقصى في السنة الثانية التي تلي الصدمة. أما في المدى المتوسط و الطويل فسيتولد تأثير سلبي و هذا ابتداء من السنة الرابعة التي تلي الصدمة.

من جهة أخرى، ستولد صدمة في الإنفاق الحكومي نوعا من الضغوط التضخمية في المدى القصير و البعيد، مقدرة بحوالي 3.264% عند الفترة الثالثة، و ما يربو عن 6.516 % كحد أقصى عند الفترة الثامنة التي تلي الصدمة. أما تأثير هذه الصدمة على معدلات الفائدة فقد جاءت إيجابية و معنوية على طول فترة الاستجابة، إذ ستصل إلى حدود 2.026 % كحد أقصى في الفترة الثامنة.

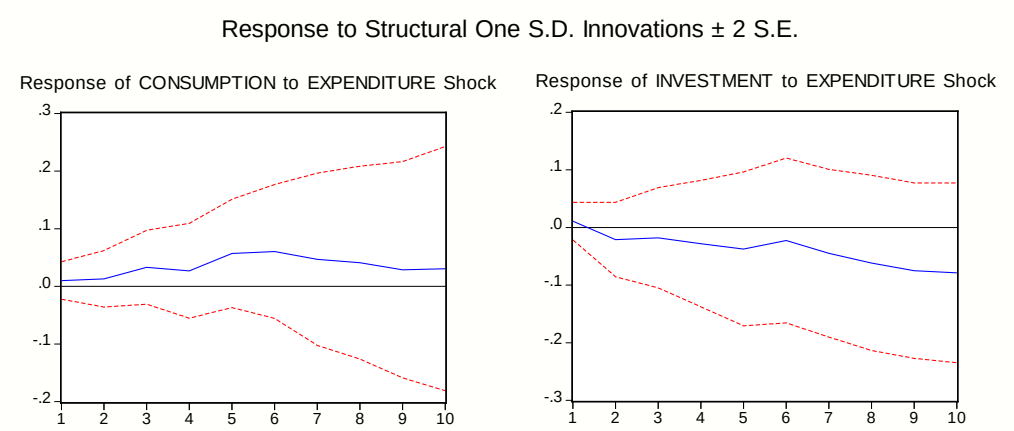
بالنسبة لاستجابة مكونات الناتج المحلي الحقيقي، نرى بأن الصدمة الهيكلية الإيجابية الواحدة في الإنفاق الحكومي سيكون لها تأثير إيجابي معنوي على الاستهلاك على امتداد فترة الاستجابة، إذ ستصل إلى حدود 0.060423 % كحد أقصى في الفترة السادسة. بالمقابل هناك تأثير سلبي لهذه الصدمة على الاستثمار الخاص خلال فترة الاستجابة باستثناء الفترة الأولى، إذ سيصل إلى حدود - 0.078768 % كحد أقصى في الفترة الأخيرة.

الشكل14: استجابة المتغيرات لصدمة في الإنفاق الحكومي (نموذج ب 5 متغيرات).



المصدر: مخرجات برنامج Eveiws

الشكل15: استجابة الاستهلاك و الاستثمار لصدمة في الإنفاق الحكومي



المصدر: مخرجات برنامج Eveiws

من خلال النتائج أعلاه، نستنتج بأن السياسات الإنفاقية التوسعية المنتهجة بالجزائر تمارس نوعا من الآثار اللاكينـــزية[99]، إذ أن الأثر الإيجابي الضعيف على الناتج المحلي الإجمالي في المدى القصير سيؤدي إلى ارتفاع طفيف في حجم الطلب الكلي (ارتفاع الاستهلاك) في المدى المتوسط و البعيد، مما سينتج عنه نوع من الضغوط التضخمية المصاحبة بارتفاع عام في الأسعار. وفي ظل تفاقم عجز الموازنة الناتج عن ارتفاع الإنفاق و انخفاض الإيرادات، و أيضا ضرورة التخفيض من عرض النقود للحد من الضغوط التضخمية، لابد لمعدلات الفائدة من الارتفاع كنتيجة حتمية لتطبيق هذه الإجراءات، مما سيؤدي إلى انخفاض في طلب القطاع الخاص و بالتالي ظهور نوع من آثار المزاحمة على الاستثمار الخاص، التي ستمارس تأثيرا سلبيا على نمو الناتج الإجمالي الحقيقي خلال الفترات المتبقية في فترة الاستجابة، ونتيجة هذا الانخفاض في النشاط الاقتصادي ستنخفض الإيرادات العمومية خاصة منها الجباية العادية.

ب- **آثار صدمة في الإيرادات العمومية:**

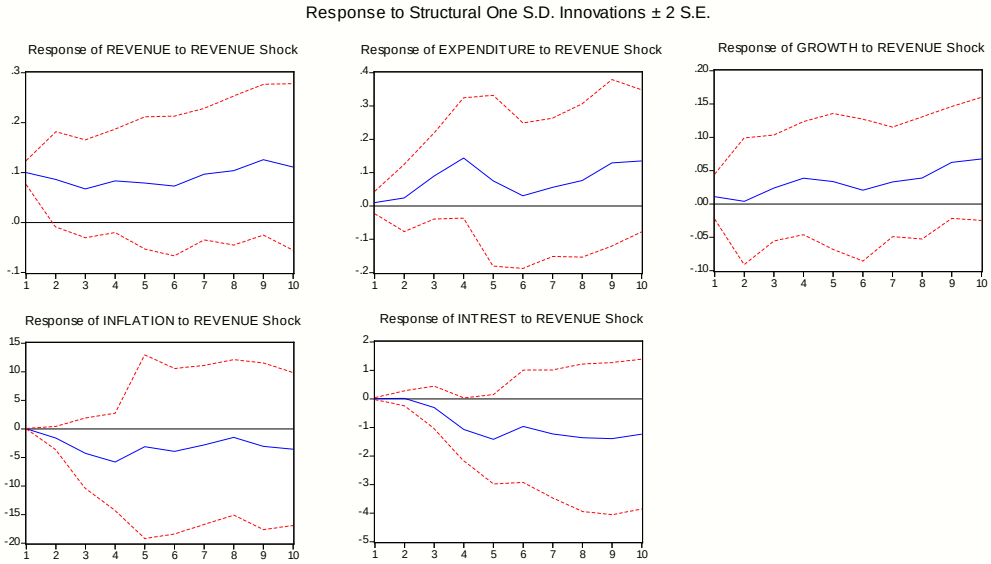
حسب تقديرات دوال الاستجابة للمحفزات الممتدة على 10 سنوات و المبينة في الشكلين 16 و 17 أدناه، فإن حدوث صدمة هيكلية إيجابية واحدة في الإيرادات العمومية مقدرة بـــ 1 % (أو بدينار جزائري) سيكون لها أثر معنوي إيجابي على حجم الإنفاق الحكومي على طول فترة الاستجابة، إذ سيصل إلى حدود 0.1435 % كحد أقصى في الفترة الرابعة. نفس هذا الأثر تمارسه هذه الصدمة على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، إذ يقدر هذا المضاعف بحوالي: 0.067636 % كحد أقصى في السنة الأخيرة التي تلي الصدمة.

من جهة أخرى، ستولد صدمة في الإيرادات العمومية نوعا من الانخفاض في معدلات التضخم في المدى القصير و البعيد، مقدرا بحوالي 5.790701- % كحد أقصى عند الفترة الرابعة التي تلي الصدمة. أما تأثير هذه الصدمة على معدلات الفائدة فقد جاءت إيجابية و معنوية في المدى القصير فقط و بنسبة ضئيلة جدا مقدرة بحوالي 0.02 % في الفترة الثانية، فيحين سينخفض هذا التأثير إلى مستويات سالبة في المدى المتوسط و الطويل، إذ ستصل إلى حدود 1.416- % كحد أقصى في الفترة الخامسة التي تلي الصدمة.

[99] نشير هنا بأن هذه النتيجة تخص فقط أثر صدمة هيكلية في حجم الإنفاق العمومي التجميعي، بينما ستتباين النتائج في حالة ما إذا قسّمنا هيكل الإنفاق الحكومي بين إنفاق استهلاكي و إنفاق استثماري، إذ أن صغر العينة الخاص بحجم البيانات السنوية لهذين المتغيرين (من 1993 إلى 2007 فقط) حال دون توسيعنا لهذه الدراسة (لتوضيح طبيعة تأثير هيكل الإنفاق الحكومي انظر مثلا إلى: De Castro و Hernández De Cos (2006) ، Heppke-Falk و آخرون (2006)).

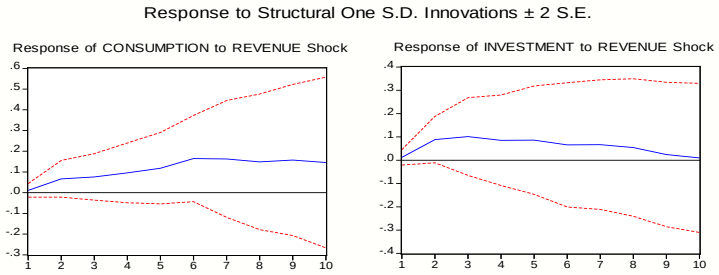
بالنسبة لاستجابة مكونات الناتج المحلي الحقيقي، نرى بأن الصدمة الهيكلية الإيجابية الواحدة في الإيرادات العمومية سيكون لها تأثير إيجابي معنوي على الاستهلاك على امتداد فترة الاستجابة، إذ ستصل إلى حدود 0.016781 % كحد أقصى في الفترة السادسة التي تلي الصدمة. نفس التأثير تمارسه هذه الصدمة على الاستثمار الخاص خلال فترة الاستجابة، إذ سيصل إلى حدود 0.0101341 % كحد أقصى في الفترة الأخيرة التي تلي الصدمة.

الشكل16: استجابة المتغيرات لصدمة في الإيرادات العمومية (نموذج ب 5 متغيرات).



المصدر: مخرجات برنامج Eveiws

الشكل17: استجابة الاستهلاك و الاستثمار لصدمة في الإيرادات العمومية



المصدر: مخرجات برنامج Eveiws

من خلال هذه النتائج، يبدو بأن الصدمات الإيجابية في الإيرادات العمومية (ارتفاع أسعار النفط مثلا) تمارس نوعا من الآثار الكينـــزية[100]، إذ أن الارتباط الوثيق للإنفاق الحكومي بالإيرادات العمومية (الجباية البترولية) يجعله يستجيب بشكل مباشر لصدمات هذه الأخيرة، غير أن الزيادة في الإنفاق الحكومي سيكون لها تأثير إيجابي على حجم الاستهلاك و النشاط الاقتصادي في المدى القصير كما رأينا سابقا، وهذا ما سينعكس إيجابيا مرة أخرى في المدى المتوسط على الإيرادات العمومية من خلال ارتفاع الجباية العادية خاصة ضرائب الدخل و الضرائب على الاستهلاك ، سامحا بذلك بظهور فائض في الموازنة العامة. هذا الفائض من شأنه أن يؤدي إلى التخفيف من حدة الضغوط التضخمية (انخفاض التمويل النقدي للعجز) و أيضا تدني معدلات الفائدة من جراء

[100] نشير هنا بأن هذه النتيجة تخص فقط أثر صدمة هيكلية في حجم الإيرادات العمومية التجميعية، بينما ستتباين النتائج في حالة ما إذا قسّمنا هيكل هذه الإيرادات بين الجباية البترولية، الضرائب المباشرة و الضرائب غير المباشرة، إذ أن صغر العينة الخاص بحجم البيانات السنوية لهذه المتغيرات (من 1993 إلى 2007 فقط) حال دون توسيعنا لهذه الدراسة (لتوضيح طبيعة تأثير هيكل الإيرادات العمومية انظر مثلا إلى: De Castro و Hernández De Cos (2006) ، Heppke-Falk و آخرون (2006)).

ارتفاع الادخار العمومي. و بذلك ستكون هذه الوضعية ملائمة و مشجعة لمناخ الاستثمار بظهور نوع من آثار التكامل، مما سينعكس إيجابيا مرة أخرى على نمو الناتج الإجمالي الحقيقي.

- ننتقل الآن إلى توضيح دور كل صدمة في تفسير التقلبات الظرفية للمتغيرات التابعة، أي تفسير توقع خطأ كل متغير. و حسب ما تشير إليه نتائج تحليل تباين الأخطاء الموضحة في الجدول 5، يتضح بأن معظم التقلبات الظرفية لجميع المتغيرات في المدى القصير تتعلق بصدمات في المتغيرات نفسها بنسبة كبيرة جدا باستثناء التقلبات الظرفية في معدلات التضخم و الفائدة التي ترتبط بصدمات في الناتج الإجمالي. أما في المدى المتوسط و الطويل، نجد بأن حوالي 78% من تقلبات الإنفاق الحكومي ناتجة عن صدمات في الناتج الإجمالي، كما تفسر الصدمات في الإيرادات العمومية ما يربو عن 10% من تقلبات الإنفاق الحكومي. بالنسبة لتقلبات الناتج الإجمالي، تساهم صدمات الإيرادات العمومية و الإنفاق الحكومي في تفسير حوالي 9% و 7% على التوالي من تقلبات الناتج الإجمالي و ذلك بالنظر إلى صغر مضاعفات السياسة المالية، أما بقية التقلبات فتتعلق بصدمات في المتغير نفسه. من جهة أخرى، تخضع تقلبات معدلات التضخم بدرجة كبيرة إلى صدمات الطلب وذلك بنسبة تفوق 85%، فيحين تفسر صدمات الإنفاق و الإيرادات حوالي 10% و 3% على التوالي. أما بالنسبة لتقلبات معدل الفائدة، فتساهم صدمات الناتج الإجمالي في تفسير نصف هذه التقلبات، بينما يتوزع تفسير النصف المتبقي على وجود صدمات في الإنفاق و الإيرادات بنسب تتراوح بين 25% و 28% على التوالي.

الجدول 5: تحليل التباين

		Explained by shocks in:				
Percentage of the forecast error of:	**years**	***g***	***t***	***Y***	π	***i***
g	2	69.31031	1.999615	28.39819	4.02E-05	0.291845
	6	11.64345	10.11002	78.15076	0.001141	0.094627
	10	11.13633	10.77531	77.97882	0.001170	0.108378
t	2	0.039397	89.21620	10.73652	2.13E-05	0.007864
	6	9.629967	44.06863	46.27776	0.000890	0.022757
	10	11.89568	38.66158	49.31693	0.001586	0.124219
Y	2	1.920436	1.309757	96.76778	9.01E-05	0.001935
	6	5.735700	5.966576	88.25717	0.000777	0.039782
	10	7.811296	9.280581	82.84451	0.001286	0.062323
π	2	3.643135	6.793540	85.79195	0.034026	3.737351
	6	4.926306	2.834307	91.98021	0.003571	0.255859
	10	10.96299	3.031764	85.67801	0.004529	0.322711
i	2	4.635619	0.044849	92.77380	0.040724	2.505005
	6	17.63934	28.39929	52.71395	0.019306	1.228111
	10	25.45511	21.96328	51.47210	0.016826	1.092684

و من خلال جميع هذه النتائج تتضح لنا جليا القدرة النسبية للسياسة المالية بالجزائر على التأثير في المتغيرات الاقتصادية، إذ أن السياسة المالية ذات الطابع الكينزي التي انتهجتها الدولة عن طريق رفع الإنفاق العام بهدف الرفع من عرض الإنتاج الوطني لم يكن لها أي أثر يخدم هذا المنظور، و يرجع هذا بكل بساطة إلى ضعف الجهاز الإنتاجي و محدودية قدراته. فرغم ضخامة الموارد المالية المخصصة لم تستطع المؤسسات الرفع من إنتاجها، وهذا ما أدى إلى ضعف أثر المضاعف الحكومي، مما استدعى تحويل هذه المبالغ في إنشاء الهياكل القاعدية و تزايد واردات السلع فقط. و بالتالي هناك فعالية نسبية لمثل هذه السياسات في تحقيق الأهداف الاقتصادية المرجوة.

2- الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية : المقاربة اللاخطية باستخدام نموذج MSVAR :

ضمن هذه المقاربة سنستخدم نموذج MSVAR مكون من سلاسل زمنية ربع سنوية[101] للفترة الممتدة من Q1/ 1964 إلى Q4/2010 لثلاثة متغيرات فقط و هي لوغريتم الإنفاق الحكومي و الإيرادات و الناتج المحلي الإجمالي، مع دراسة تأثير أدوات السياسة المالية ضمن حالتين: حالة الرواج (النظام 1) و حالة الركود (النظام 2). في هذا السياق، تسمح استجابة الناتج للصدمات الموازنية بمعرفة الآثار التي تمارسها السياسة المالية. فإذا كانت استجابة الناتج عكسية فهذا يعني وجود آثار كينـــزية إذ أن تخفيض عجز الموازنة سيضر النشاط الاقتصادي، أما إذا كانت استجابة الناتج موجبة فهذا يعني وجود آثار ضد كينـــزية إذ أن تخفيض عجز الموازنة سيحفز النشاط الاقتصادي. فيحين إذا كان للصدمة الموازنية تأثيرا غير معنوي فهذا يعني وجود تأثير لاكينـــزي.[102] وقد أسفر تقدير هذا النموذج على النتائج التالية:

الجدول 6: تقدير النموذج MSVAR

EQ(101) MSIAH(2)-VAR(1) model of (Var1,Var2,Var3)
Estimation sample: 2 - 189
no. obs. per eq. : 188 in the system : 564
no. parameters : 38 linear system : 18
no. restrictions : 18
no. nuisance p. : 2
log-likelihood : 1220.7468 linear system : 1065.2445
AIC criterion : -12.5824 linear system : -11.1409
HQ criterion : -12.3174 linear system : -11.0154
SC criterion : -11.9282 linear system : -10.8310
LR linearity test: 311.0046 Chi(18) =[0.0000] ** Chi(20)=[0.0000] ** DAVIES=[0.0000] **
---------- matrix of transition probabilities ------

	Regime 1	Regime 2
Regime 1	0.9779	0.0221
Regime 2	0.1075	0.8925

---------- regime properties ----------

	Duration	nObs	Prob.
Regime 1	155.2	0.8292	45.18
Regime 2	32.8	0.1708	9.31

Replication number: 1000

المصدر: مخرجات برنامج OxMetics 6

و فيما يلي تقدير لدوال الاستجابة للمحفزات بمعنوية خطأ معياري (مجال الثقة) 0.68 على امتداد 30 فترة

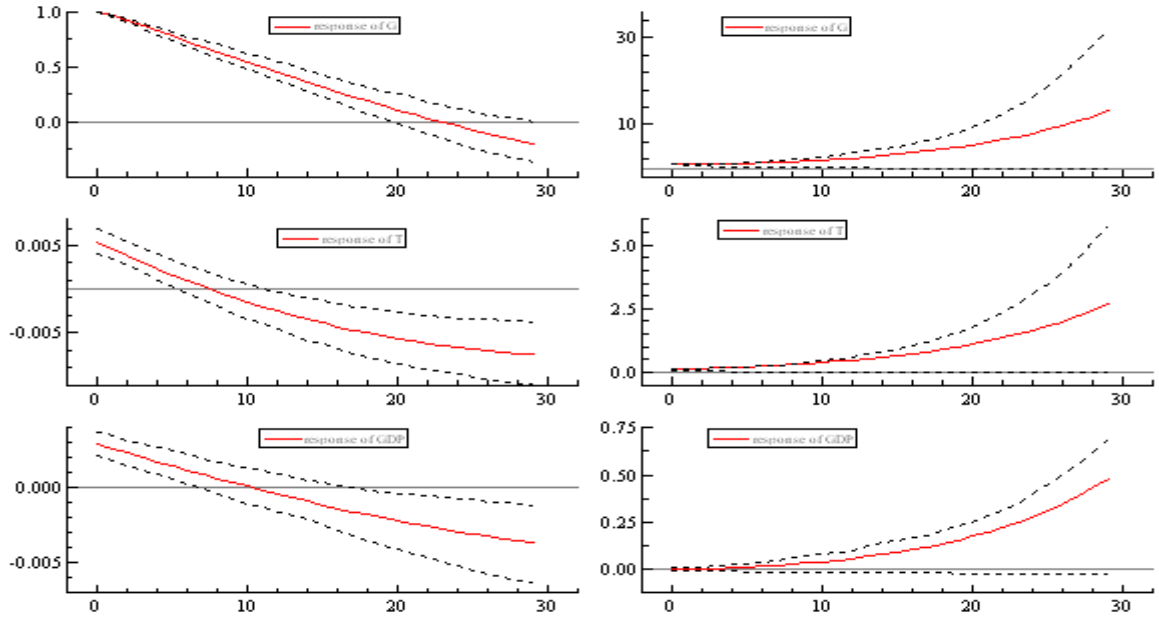
[101] لأغراض الدراسة، وفي ظل انعدام البيانات ربع السنوية التي تخص متغيرات المالية العامة بالجزائر، تم اللجوء إلى تمديد أو استكمال (interpolation) البيانات السنوية باستخدام التحويل المكعب (cubic transformation). وللتعرف على الطريقة المستخدمة في عملية التمديد هذه يمكن الرجوع على سبيل المثال إلى:
Hamad, ALBAZAI (1999). "The Role of Mony in Saudi Arabia: A Dynamic Analysis", KAU: Econ. & adm. Vol.13 No. 1, p37.
GOLDSTEIN, MORRIS, (1976). "Large Versus Small Price Changes and the Demand for Imports". International Monetary Fund Staff Papers, 23:1 (1976:Mar.) p.200.

[102] Schalck Christophe (2007) : art.cité. P : 4.

الشكل 18: استجابة المتغيرات لصدمة في الإنفاق الحكومي

Responses to an G shock (shok1):

2 regime Regime 1

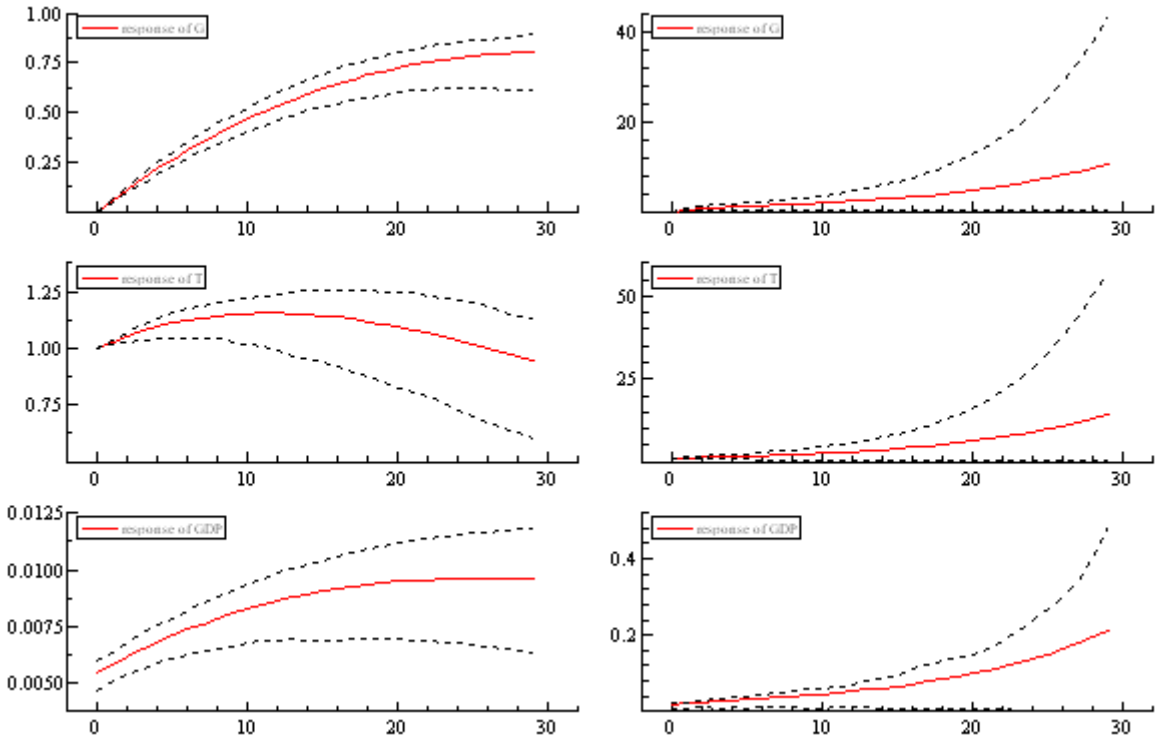


المصدر: مخرجات برنامج OxMetics 6

الشكل 19: استجابة المتغيرات لصدمة في الإيرادات العمومية

Responses to an T shock (shok2):

2 regime Regime 1

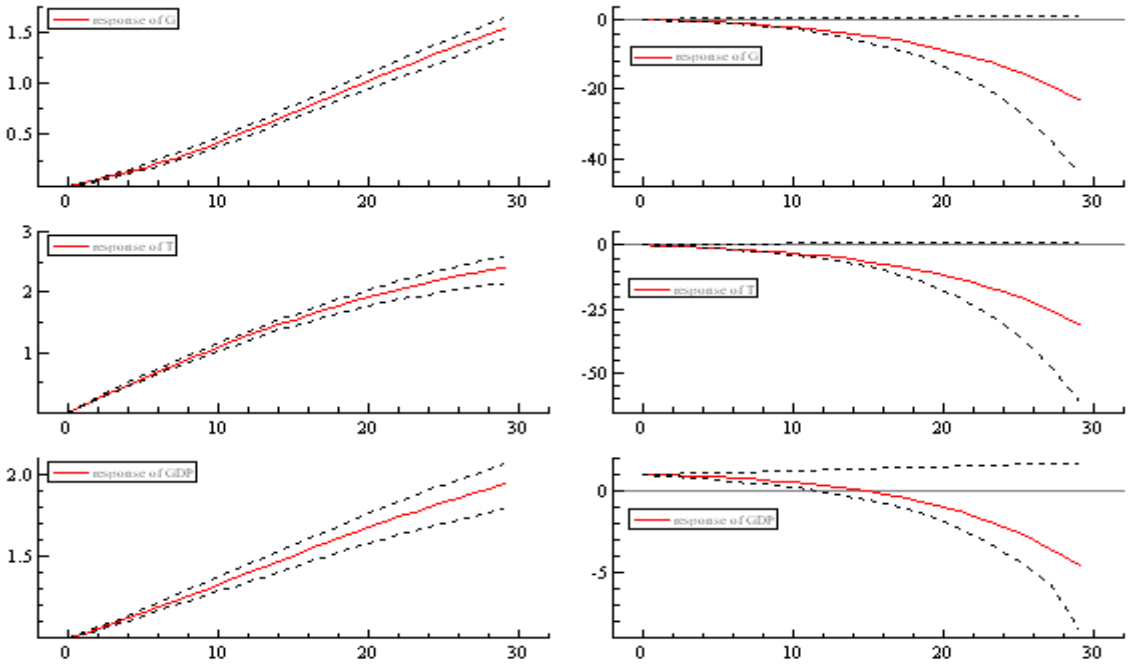


المصدر: مخرجات برنامج OxMetics 6

الشكل 20: استجابة المتغيرات لصدمة في الناتج المحلي الإجمالي

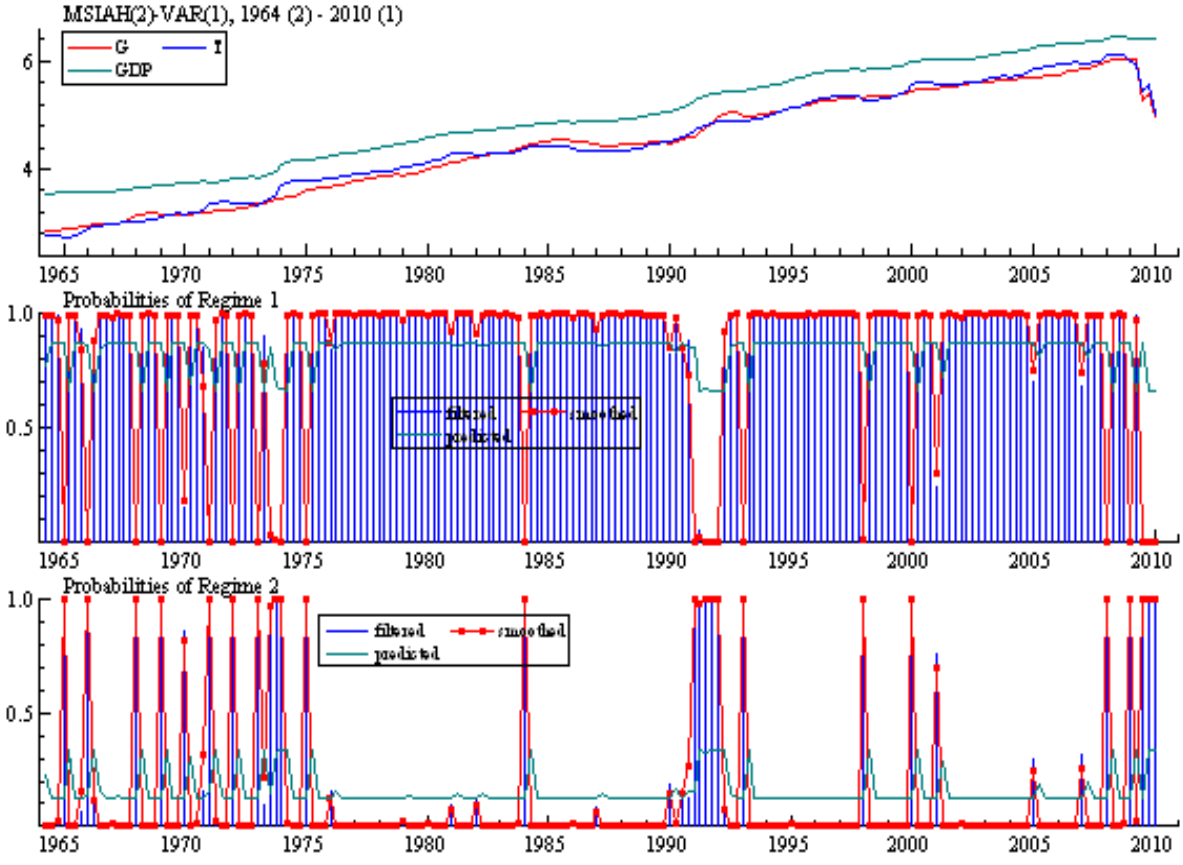
Responses to an GDP shock (shok3):

regime 2 Regime 1



المصدر: مخرجات برنامج OxMetics 6

الشكل 21: احتمال الانتقال التدريجي للنظامين



المصدر: مخرجات برنامج OxMetics 6

من خلال الشكل 18 أعلاه، يتضح بأنه ضمن النظام الأول (الرواج) سيكون لصدمة إيجابية واحدة في الإنفاق الحكومي مقدرة بـــ 1 % (أو بدينار جزائري) أثر معنوي إيجابي على الناتج المحلي الإجمالي في المدى القصير فقط و بمضاعف صغير جدا يكاد يكون معدوما بلغ 0.0025%، ليتناقص هذا التأثير إلى أن ينعدم بعد سنة ونصف (الربع السادس) أما في المدى المتوسط و الطويل فسيتولد تأثير سلبي.أما في النظام الثاني (ركود) ستؤدي صدمة في الإنفاق الحكومي إلى ارتفاع في الناتج بنسبة 0.054% بعد ثلاثة سنوات و 0.15% بعد خمس سنوات. ومنه نستنتج بأن تأثير الإنفاق الحكومي في فترات الركود هو أقوى من تأثيره في فترات الرواج.

و من خلال الشكل 19 أعلاه، يتضح بأنه ضمن النظام الأول (الرواج) سيكون لصدمة إيجابية واحدة في الإيرادات العمومية مقدرة بـــ 1 % (أو بدينار جزائري) أثر معنوي إيجابي على الناتج المحلي الإجمالي و بمضاعف صغير جدا بلغ 0.0094% بعد خمس سنوات. أما في النظام الثاني (ركود) ستؤدي صدمة في الإيرادات العمومية إلى ارتفاع في الناتج بنسبة 0.054% بعد ثلاثة سنوات و 0.094% بعد خمس سنوات. ومنه نستنتج بأن تأثير الإيرادات العمومية في فترات الركود هو أقوى من تأثيرها في فترات الرواج.

بالمقارنة ما بين هذه النتائج أيضا، يتضح بأن أثر الإيرادات العمومية هو أقوى من أثر الإنفاق الحكومي في حالات الرواج، و العكس صحيح في حالات الركود وعلى المدى الطويل فقط. كما تظهر أدوات السياسة المالية بالجزائر بمضاعفاتها فعالة في فترات الركود أكثر منها في فترات الرواج.

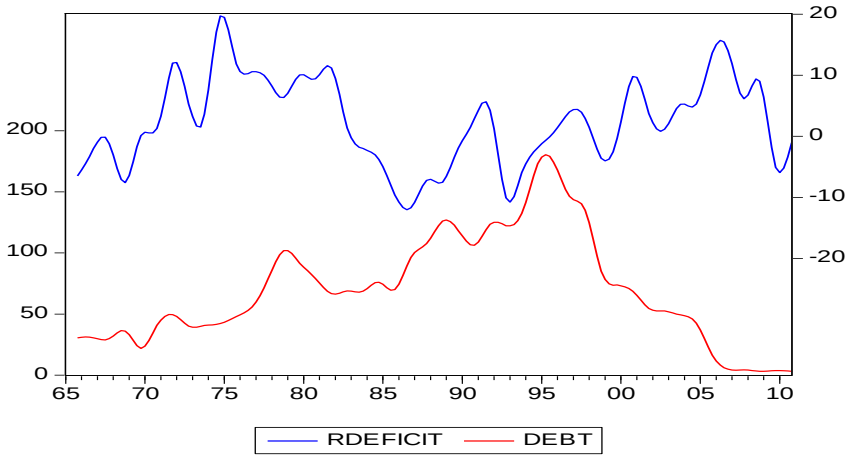
من جهة أخرى، ومن خلال الشكل 20 أعلاه يتضح بأن صناع قرار السياسة المالية يتفاعلون بنسق ضد كينـــزي (anti keynésienne) مساير لاتجاه الدورة الاقتصادية (procyclique) إذ أنهم يرفعون من الإنفاق و الإيرادات في حالة الرواج (النظام الأول) و العكس في حالة الركود (النظام الثاني).

3- استدامة تحمل العجز الموازني و الدين العام بالجزائر: مقاربة خطية

سنحاول في هذه المرحلة تقييم القدرة على استدامة تحمّل العجز الموازني و الدين العام بالجزائر خلال الفترة Q4/1965 – Q4/2010، و ذلك بالاعتماد على منهجية الدراسات القياسية الخطية المذكورة سالفا. إذ سنقوم بدراسة استقرارية كل من العجز الموازني (T-G) نسبة إلى GDP و الذي سنرمز له ب D، و نسبة الدين العام من GDP والذي سنرمز له بالرمز B. كما ستقوم بتحليل العلاقة في المدى الطويل بين كل من القيمة الحقيقية للإيرادات العامة[103] T و القيمة الحقيقية للنفقات العامة G (بما تتضمنه من مدفوعات فوائد الديون) بالجزائر من أجل استبعاد أثر التضخم على نتائج الدراسة وذلك باستعمال اختبار التكامل المتزامن.

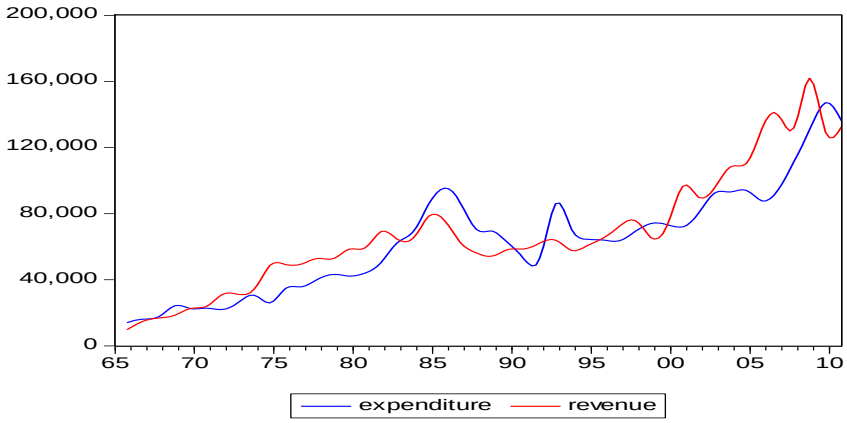
[103] تم حساب القيم الحقيقية لمتغيرات الدراسة باستخدام المخفض الضمني للناتج المحلي الإجمالي (GDP Deflator) من 1965 إلى 2010، مع العلم بأن سنة الأساس هي 1980.

الشكل 22: تطور عجز الموازنة و الدين العام بالجزائر خلال الفترة $Q_4/1965 - Q_4/2010$



المصدر:من إعداد الباحثين

الشكل23: تطور الإنفاق الحكومي و الإيرادات الحقيقية خلال الفترة $Q_4/1965 - Q_4/2010$



المصدر:من إعداد الباحثين

في هذا الصدد، و بعد حساب عدد التأخرات على أساس أصغر قيمة يأخذ بها المعامل Akaike وSchwarz، أوضحت نتائج اختبار استقرار السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة، عدم استقرار هذه السلاسل لكل مستويات المتغيرات المستخدمة (قيمها الأصلية) عند مستوى معنوية 5%، مما حدى بنا إلى إجراء الاختبار على الفروق الأولى. وقد كانت نتائج هذا الاختبار على نحو ما يوضح الجدول أدناه:

الجدول 7: اختبارات الاستقرارية الكلاسيكية للمتغيرات

المتغيرات	عدد التأخرات	ADF		PP		KPSS	
		عند المستوى	الفروق الأولى	عند المستوى	الفروق الأولى	عند المستوى	الفروق الأولى
D	3	-0.83314	-3.112172	-1.534082	-4.435214	0.245431	0.098751
B	3	-0.80260	-3.208721	-0.648487	-4.190113	0.937940	0.106868
G	3	1.257560	-3.547534	1.817900	-4.190430	3.608386	0.113645
T	3	2.514896	-4.630465	1.515809	-5.303076	3.636767	0.070403

The 5% Critical Value : ADF : -1,95 , PP : -1,95 , KPSS :0.146

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج Eveiws 6.0

وبمقارنة قيم $t\Phi j$ الإحصائية مع القيم الحرجة الجدولية يتضح أن الفروق الأولى لكل متغير من المتغيرات هي عبارة عن سلاسل زمنية مستقرة، وذلك بدلالة أن القيم المطلقة للإحصائية المقدرة تفوق تلك الحرجة لكل مستويات المعنوية الإحصائية بالنسبة لاختباري ADF و PP ، و العكس بالنسبة لاختبار KPSS.

إختبارات الاستقرارية مع التحول الهيكلي:

سنحاول تطبيق كل اختبارات الاستقرارية مع التحول الهيكلي التي سبق لنا وصفها في الجانب النظري، حيث أن نتائجها موضحة في الجداول التالية:

الجدول 8: نتائج إختبار Saikkonen و Lütkepohl (2002)

المتغير	دالة التحول	تاريخ التحول	إحصائية الاختبار عند المستوى	إحصائية الاختبار الفروق الأولى	التأخرات
B	$f_t^{(1)}$	1994 Q4	-1.2380	- 5.0226	3
	$f_t^{(2)}$	1994 Q4	- 1.2387	- 3.5927	3
	$f_t^{(3)}$	1994 Q4	- 0.5425	- 3.5704	3
D	$f_t^{(1)}$	1973 Q1	-2.1712	- 3.5438	3
	$f_t^{(2)}$	1973 Q1	-2.1966	-3.4841	3
	$f_t^{(3)}$	1973 Q1	-2.0909	- 4.0510	3
T	$f_t^{(1)}$	1967 Q3	-0.1168	- 5.2048	3
	$f_t^{(2)}$	1967 Q3	-0.1359	- 5.2019	3
	$f_t^{(3)}$	1967 Q3	-0.1109	- 5.1729	3
G	$f_t^{(1)}$	1967 Q3	-0.6108	- 3.8177	3
	$f_t^{(2)}$	1967 Q3	-0.6014	- 3.8133	3
	$f_t^{(3)}$	1967 Q3	-0.6088	- 3.7962	3

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج JMulTi .

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ بأن إحصائية الإختبار المحسوبة هي أكبر من الإحصائية الجدولية عند جميع مستويات المعنوية الإحصائية، و بالتالي نقبل الفرضية العديمة بوجود جذور وحدوية مع انكسار، و بالتالي تكون السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى. و بمقارنة قيم إحصائية الاختبار مع القيم الحرجة يتضح أن الفروق الأولى لكل متغير من المتغيرات هي عبارة عن سلاسل زمنية مستقرة، وذلك بدلالة أن إحصائية الإختبار المحسوبة هي أصغر من الإحصائية الجدولية عند جميع مستويات المعنوية الإحصائية.

الجدول 9: نتائج إختبار Zivot و Andrews (1992)

المتغير	تاريخ التحول	إحصائية الاختبار عند المستوى	إحصائية الاختبار الفروق الأولى	التأخرات
D	1994 Q4	-3.0047	- 5.2310	6
B	2005 Q1	-3.6544	-4.8679	5
T	1987 Q4	-4.0983	- 5.2976	1
G	1990 Q3	-3.3557	- 5.5945	1

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج GAUSS 9.0.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ بأن إحصائية الإختبار المحسوبة هي أكبر من الإحصائية الجدولية عند جميع مستويات المعنوية الإحصائية، و بالتالي نقبل الفرضية العديمة بوجود جذور وحدوية مع إنكسار، و بالتالي تكون السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى. و بمقارنة قيم إحصائية الاختبار مع القيم الحرجة يتضح أن الفروق الأولى لكل متغير من المتغيرات هي عبارة عن سلاسل زمنية مستقرة، وذلك بدلالة أن إحصائية الإختبار المحسوبة هي أصغر من الإحصائية الجدولية عند مستوى معنوية 5%، أما الفروق الأولى للدين العام فهي مستقرة عند مستوى معنوية 10%.

الجدول 10: نتائج إختبار Lumsdaine وPapell (1997):

المتغير	تاريخ التحول I	تاريخ التحول II	إحصائية الاختبار عند المستوى	إحصائية الاختبار الفروق الأولى	التأخرات
D	1974 Q4	1991 Q2	- 4.8014	- 6.7907	6
B	1983 Q2	1998 Q4	-5.3015	- 6.7713	8
T	1971 Q4	1993 Q2	-6.1518	- 6.8377	7
G	1975 Q2	1998 Q1	-5.4731	- 7.0344	3

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج GAUSS 9.0.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ بأن إحصائية الإختبار المحسوبة هي أكبر من الإحصائية الجدولية عند جميع مستويات المعنوية الإحصائية، و بالتالي نقبل الفرضية العديمة بوجود جذور وحدوية مع إنكسارين، و بالتالي تكون السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى. و بمقارنة قيم إحصائية الاختبار مع القيم الحرجة يتضح أن الفروق الأولى لكل متغير من المتغيرات هي عبارة عن سلاسل زمنية مستقرة، وذلك بدلالة أن إحصائية الإختبار المحسوبة هي أصغر من الإحصائية الجدولية عند مستوى معنوية 5%.

الجدول 11: نتائج إختبار Lee و Strazicich (2003 b) (إنكسارين)

المتغير	تاريخ التحول I	تاريخ التحول II	إحصائية الاختبار عند المستوى	إحصائية الاختبار الفروق الأولى	التأخرات
D	1989 Q2	1998 Q3	- 4.7794	- 4.5079	5
B	1981 Q2	1989 Q4	- 4.1934	- 4.6801	4
T	1974 Q4	1996 Q4	- 6.0309	- 5.4866	7
G	1975 Q3	2002 Q4	- 4.9806	- 4.3260	6

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج GAUSS 9.0.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ بأن إحصائية الإختبار المحسوبة هي أكبر من الإحصائية الجدولية عند جميع مستويات المعنوية الإحصائية ماعدا الإيرادات الحقيقية التي تتحقق هذه الملاحظة فقط عند مستوى معنوية 5%، و بالتالي نقبل الفرضية العديمة بوجود جذور وحدوية مع إنكسارين، مما يعني بأن السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى. ونفس الملاحظة يمكن إبداؤها عن الفروق الأولى لكل متغير من المتغيرات إذ أنها عبارة عن سلاسل زمنية غير مستقرة أيضا، وذلك بدلالة أن إحصائية الإختبار المحسوبة هي أصغر من الإحصائية الجدولية عند مستوى معنوية 5%، ماعدا الفروق الأولى للإيرادات الحقيقية التي تكون مستقرة عند مستوى معنوية 10%.

وبالجمع ما بين نتائج اختبارات الاستقرارية الكلاسيكية و الاستقرارية مع تحول هيكلي، يتضح بأن كلا من رصيد الموازنة D ، الدين العام B ، الإيرادات العامة T و النفقات العامة G غير مستقرة عند المستوى (قيمها الأصلية) بل هي متكاملة من الدرجة الأولى I (1) عند مستوى معنوية 5%.

أول نتيجة يمكن استخلاصها من هذه الجداول هي أنه لا يمكن استدامة تحمل العجز الموازني من منظور B.Trehan و C.E.Walsh (1988).

وبما أن هذه المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة، فإنه يمكن إجراء المرحلة الثانية من اختبار التكامل المتزامن.

في هذه المحلة سنقوم باستخدام اختبار Johansen للبحث عن إمكانية وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرين G وT في المدى الطويل. ويقوم هذا الاختبار على حساب λ_{trace} ، فإذا كانت هذه الأخيرة أكبر من القيم الحرجة الجدولية فإننا نرفض الفرضية العدمية، و تظهر نتائج هذا الاختبار على نحو ما يوضحه الجدول أدناه:

الجدول 12: اختبار Johansen ما بين المتغيرات T و G

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.102964	19.25283	19.12400	15.49471	0.0129
At most 1	0.000732	0.128822	0.128822	3.841466	0.7197
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level					
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level					
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج Eveiws 6.0

من خلال هذا الجدول يتضح أن إحصائية λ_{trace} (أو إحصائية القيم الذاتية العظمى) أصغر من القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5% وبالتالي نقبل الفرضية العدمية H_0، أي وجود علاقة واحدة للتكامل المتزامن. وعليه سنتوقف عن الاختبار ونقبل وجود علاقة تكامل متزامن مابين الإيرادات العامة و النفقات العامة بالجزائر، و بالتالي إمكانية القدرة على استدامة تحمّل العجز الموازني وهذا من منظور Rush و Hakkio (1991).

ننتقل الآن إلى دراسة طبيعة أو نوع هذه القدرة على التحمّل (قوية أو ضعيفة) حسب منظور Quintos (1995)، والتي يمكن تحديدها من خلال تقدير معامل التكامل المتزامن b و الذي وجدناه مساويا إلى b= 0.982 وهو محصور بين الصفر و الواحد وهذا ما يكشف عن وجود قدرة ضعيفة على استدامة تحمل العجز الموازني بالجزائر حسب منظور Quintos (1995).

- ومن أجل تأكيد هذه النتيجة سنلجأ إلى حساب المرونة الدخلية لـــ Musgrave، وذلك بمقارنة مرونة كل من النفقات العامة G و الإيراداتT من خلال تقدير المعادلتين التاليتين[104]:

$$\log T = a_0 + a_1 \log GDP + a_2 \log T_{-1} + e \quad \text{و} \quad \log G = b_0 + b_1 \log GDP + b_2 \log G_{-1} + e$$

تسمح هاتين المعادلتين باستنتاج مدى تكيف قرارات الدولة مع الأوضاع الاقتصادية في المدى القصير، كما يمكن أيضا استخراج مرونة تطور كل من الإيرادات و النفقات في المدى الطويل و المعبر عنهما بالصيغتين التاليتين:

مرونة الإيرادات العامة في المدى الطويل = $\frac{a_1}{1-a_2}$ و مرونة النفقات العامة في المدى الطويل = $\frac{b_1}{1-b_2}$

[104] Ayadi, E., (2004) : art.citè, P:32-33.

تعتبر مرونة الإيرادات و النفقات في المدى الطويل كمؤشرات مهمة تكشف عن سلوك الدولة فيما يخص سياستها المالية ومدى تناسق الإنفاق الحكومي مع الإيرادات العامة. فإذا ظهرت مرونة النفقات أكبر من مرونة الإيرادات، فهذا يعني أن الإنفاق الحكومي يزداد بمعدلات نمو تفوق معدلات نمو الإيرادات (الحكومات تميل إلى إنفاق يفوق مداخيلها على المدى الطويل) مما سيؤدي إلى اختلال في المالية العامة للدولة.

تقدير المعادلتين السابقتين أعطى النتائج التالية:

$$\log T = 0{,}24 + 0{,}006 \log GDP + 0{,}972 \log T_{-1} \quad \text{و} \quad \log G = -0{,}002 + 0{,}04 \log GDP + 0{,}956 \log G_{-1}$$

$$(3{,}13) \quad (0{,}33) \quad (67) \qquad (-0{,}03) \quad (1{,}76) \quad (50{,}15)$$

$$R^2 = 0{,}99 \quad DW = 1{,}94 \qquad R^2 = 0{,}99 \quad DW = 1{,}94$$

وبعد حساب المرونات في المدى الطويل، كانت مرونة الإيرادات العامة هي 0,21 و مرونة النفقات العامة هي0,9 .

من خلال هذه النتائج يتضح بأن الإنفاق الحكومي بالجزائر يزداد بمعدلات نمو تفوق معدلات نمو الإيرادات، وهذا ما يدعم وجود قدرة ضعيفة على استدامة تحمل العجز الموازني بالجزائر على المدى الطويل، بحيث تبقى هذه الأخيرة قابلة للتأثر بالتقلّبات الموازنية المستقبلية مما يستدعي القيام ببعض التعديلات الموازنية الهيكلية.

4- استدامة تحمل العجز الموازني و الدين العام بالجزائر: مقاربة لاخطية

إن المقاربة الخطية السابقة تفترض بأن سلوك عجز الموازنة و الدين العام ثابت، و أن هناك استجابات متماثلة لصناع القرار للصدمات الإيجابية و السلبية. غير أنه في الواقع غالبا ما يظهر سلوك عجز الموازنة و الدين العام بنسق متغير لاخطي تبعا للوضعية الأولية للمالية العامة خاصة منها مستويات عجز الموازنة و الدين العام، و أن هناك لاتماثل في عملية التعديل، أين تتدخل الحكومات للحد من العجز فقط عندما يفوق هذا الأخير عتبة معينة. وهذا ما يدفعنا إلى تبني المقاربة اللاخطية.

و ضمن هذه الأخيرة، سنبحث عن الاستقرارية و الخطية من عدمها في آن واحد. هذا و قد ذكرنا في الدراسات السابقة بأن هناك تعدد في النماذج المستخدمة للتحليل اللاخطي، فالبعض منها استخدم نماذج TAR مثل دراسة Arestis و آخرون (2003)، Bajo-Rubio و آخرون (2004)، كما أن البعض الآخر استخدم نماذج STAR مثل Cipollini (2001) ، Considine و Gallagher (2008). تبعا لذلك، سنُخضع موضوع دراستنا لكلا المقاربتين.

1) نمذجة الظاهرة في شكل نموذج TAR:

ضمن هذه المقاربة سنعتمد في تحليلنا القياسي على طريقة Caner و Hansen (2001) التي سبق لنا شرحها في الفصل الرابع، وهدفنا في ذلك هو إيجاد قيمة العتبة التي تستدعي صناع القرار بالجزائر لإجراء التعديل. هذا ومع ملاحظة أن هذه الأخيرة تفترض بأن متغير الانتقال هو التغير في المتغير التابع نفسه ($q_{t-1}=D_{t-1}-D_{t-m}$) و المحددة بـــ $m = 12$ تأخر كحد أقصى، كما سيتم البحث عن قيمة العتبة خارج منطقة الأطراف $[0.15, 0.85]$. من جهة أخرى سنحاكي الاختبار حوالي 10000 مرة للحصول على التوزيع التقريبي الموافق لإحصائية الاختبار.

أ- عجز الموازنة:

يظهر الجدول 13 نتائج اختبار الخطية و الاستقرارية على البيانات الفصلية الخاصة بعجز الموازنة

الجدول 13: إختبار الخطية و الاستقرارية لعجز الموازنة

TESTING LINEARITY	Unit Root Tests, *p*-Values

Bootstrap Threshold Test				R_{1T}			t_1			t_2		
m	W_T	1% C.V.	p-Value	W_T	5% C.V.	p-Value	t- Stat	5% C.V.	p-Value	t- Stat	5% C.V.	p-Value
1	48.6	44.8	0.00520	5.94	12.7	0.292	.9833	2.97	0.931	2.44	2.94	0.114
2	35.3	44.7	0.0638	4.62	12.6	0.408	.3533	3.00	0.846	2.15	2.95	0.175
3	42.2	45.3	0.0166	4.17	12.8	0.455	.3133	3.02	0.842	2.04	2.94	0.194
4	46.6	45.4	0.00750	3.57	12.8	0.516	.7753	3.05	0.587	1.72	2.93	0.284
5	54.9	44.3	0.00140	2.79	13.0	0.620	.7013	3.07	0.613	1.52	2.97	0.353
6*	70.2	44.3	0.000	2.69	13.3	0.642	.2053	3.10	0.820	1.64	2.97	0.321
7	63.9	44.3	0.000200	4.36	13.6	0.458	.8393	3.13	0.582	1.91	3.03	0.241
8	53.9	44.3	0.00160	5.31	14.0	0.378	.72 3	3.18	0.312	1.53	3.03	0.364
9	38.7	45.2	0.0369	8.36	14.3	0.197	2.46	3.15	0.143	1.53	3.07	0.360
10	41.1	45.5	0.0223	5.37	14.2	0.385	.932	3.17	0.263	1.28	3.09	0.443
11	43.1	45.2	0.0151	4.95	14.3	0.425	.682	3.18	0.334	1.46	3.12	0.390
12	50.4	45.2	0.00360	6.54	14.5	0.298	2.17	3.17	0.203	1.35	3.10	0.427

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج GAUSS

من خلال الجدول أعلاه يتضح بأن أكبر قيمة تأخذها إحصائية Wald (W_T) تكون في الفترة السادسة مما يعني بأن متغير الانتقال سيكون تغير عجز الموازنة ما بين الفصل السابق و الفصول الست التي سبقته (سنة و نصف تقريبا) $(q_{t-1}=D_{t-1}-D_{t-6})$. و بناء على النتائج المصاحبة لهذه الفترة، تظهر الإحصائية W_T (70.2) أكبر من القيمة الحرجة (44.3)، و بالتالي سنرفض الفرضية العديمة للخطية لصالح الفرضية البديلة لنموذج TAR، أي وجود أثر عتبة بعجز الموازنة الجزائري إذ أن هناك لاتماثل في عملية التعديل، أين تتدخل الحكومات للحد من العجز فقط عندما يفوق هذا الأخير عتبة معينة. و بعد تقديرنا لنموذج TAR الخاص بعجز الموازنة كما هو مبين في الجدول 14 أدناه، اتضح بأن قيمة العتبة مقدرة بـــ 5.38 %، وهذا ما سينتج عنه نظامين: النظام الأول تكون فيه قيمة متغير الانتقال أصغر من قيمة العتبة و يمثل حوالي 26.4% من المشاهدات الإجمالية (46 مشاهدة)، أما النظام الثاني فتكون فيه قيمة متغير الانتقال أكبر من قيمة العتبة و يمثل حوالي 73.6% من المشاهدات الإجمالية (128 مشاهدة). هذا وقد تم تصنيف عجز الموازنة حسب نظام العتبة في الشكل 5-19 أدناه.

الجدول 14: تقدير نموذج TAR الخاص بعجز الموازنة (Threshold Model)

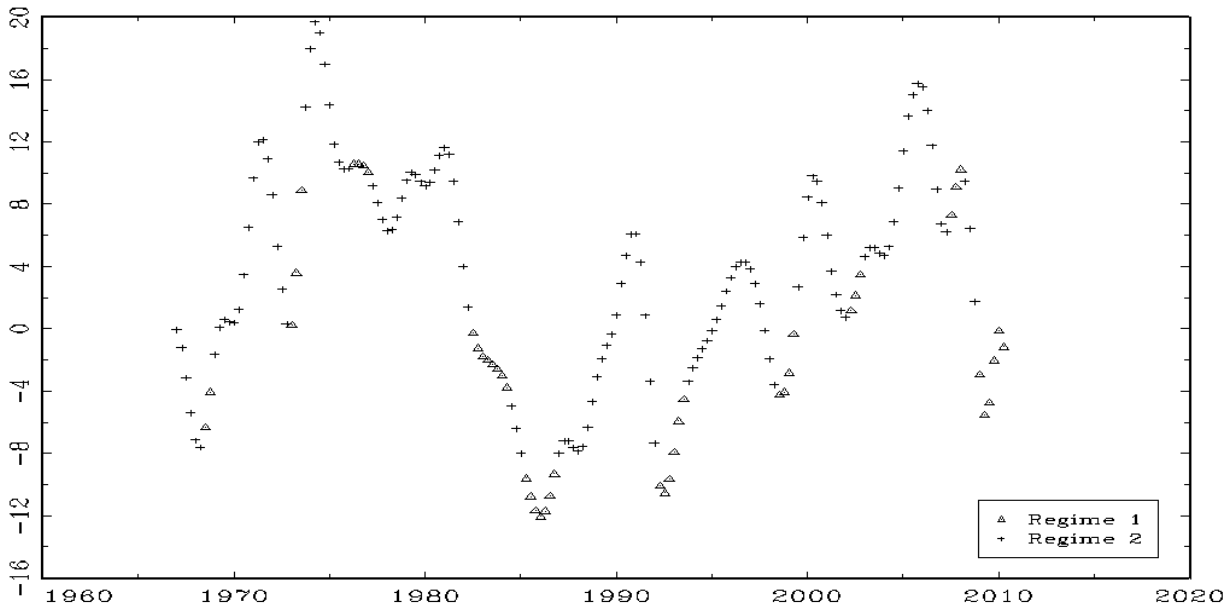
Number of Observations 170.
Lambda Trimming Region: [.15,.85]
Residual Variance 0.0865
Gaussian Log-Likelihood -18.7
Threshold Estimate 5.38
Observations in Regime 1 (%) 46.0 0.264
Observations in regime 2 (%) 128. 0.736

Variable	Regime 1 $q_{t-1} <$ -5.38		Regime 2 $q_{t-1} \geq$ -5.38		Tests for Equality of Individual Coefficients	
	Estimate	St Error	Estimate	St Error	W_T	Boot p-Value

Intercpt	0.209	0.185	0.00311	0.0338	1.20	0.555
Y(t-1)	-0.0165	0.00956	-0.00704	0.00460	0.791	0.565
DY(t-1)	2.23	0.124	2.04	0.0964	1.52	0.408
DY(t-2)	-2.19	0.298	-1.50	0.214	3.58	0.165
DY(t-3)	0.938	0.340	0.547	0.247	0.864	0.472
DY(t-4)	-0.885	0.335	-0.901	0.232	0.00144	0.975
DY(t-5)	2.61	0.395	1.46	0.217	6.58	0.0372
DY(t-6)	-2.94	0.495	-1.14	0.241	10.7	0.00860
DY(t-7)	1.51	0.515	0.688	0.237	2.07	0.249
DY(t-8)	-1.06	0.430	-0.699	0.204	0.576	0.540
DY(t-9)	2.31	0.421	0.889	0.194	9.32	0.0123
DY(t-10)	-2.50	0.488	-0.908	0.204	9.02	0.0133
DY(t-11)	1.35	0.450	0.582	0.186	2.48	0.222
DY(t-12)	-0.269	0.195	-0.201	0.0894	0.0988	0.819

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج GAUSS

الشكل 24: تصنيف عجز الموازنة حسب نظام العتبة (classified by threshold regime)



المصدر: مخرجات برنامج GAUSS

سننتقل الآن إلى إختبار استقرارية السيرورة الكلية (كلا النظامين) لعجز الموازنة، إذ يتضح من الجدول 5-27 بأن إحصائية Wald الأولى (R_{1T}) 2.69 أصغر من القيمة الحرجة المقدرة بـــ 13.3 ، و بالتالي سنقبل الفرضية العديمة للجذور الوحدية، مما يعني أن السيرورة الكلية لعجز الموازنة بالجزائر غير مستقرة و بالتالي عدم إمكانية استدامة تحملها. ولأجل اختبار استقرارية كل نظام على حدى (الجذور الوحدية الجزئية)، يتضح من الجدول 5-27 بأن الإحصائية t_1 (3.205) أكبر من القيمة الحرجة المقدرة بـــ 3.10 ، وبالتالي سنرفض الفرضية العديمة للجذور الوحدية ونقبل باستقرارية عجز الموازنة في النظام الأول، مما يعني إمكانية استدامة تحمل عجز الموازنة عند قيم أصغر من قيمة العتبة. أما الإحصائية t_2 (1.64) فهي أصغر من القيمة الحرجة المقدرة بـــ 2.97 ، و بالتالي سنقبل الفرضية العديمة للجذور الوحدية، مما يعني أن السيرورة الجزئية لعجز الموازنة بالجزائر في النظام الثاني غير مستقرة، أي أنه لا يمكن استدامة تحمل عجز الموازنة عند قيم تفوق قيمة العتبة.

ب– الدين العام:

بنفس الطريقة السابقة، قمنا باختبار الخطية و الاستقرارية على البيانات الفصلية الخاصة بالدين العام، و التي تظهر نتائجه في الجدول 15 التالي:

الجدول 15: إختبار الخطية و الاستقرارية للدين العام

TESTING LINEARITY				Unit Root Tests, *p*-Values								
Bootstrap Threshold Test				R_{1T}			t_1			t_2		
m	W_T	1% C.V.	p-Value	W_T	5% C.V.	p-Value	t- Stat	5% C.V.	p-Value	t- Stat	5% C.V.	p-Value
1	36.1	42.1	0.0385	1.56	12.8	0.754	.252	2.98	0.429	.2932-	2.95	0.829
2	36.1	42.3	0.0415	1.11	12.9	0.805	.05 3	3.02	0.496	.7682-	2.97	0.891
3	35.6	42.7	0.0490	0.739	13.1	0.856	.8593	3.05	0.558	.072-	2.99	0.922
4	29.7	43.5	0.172	0.417	12.9	0.897	.5483	3.03	0.648	.3412	2.99	0.696
5	29.7	42.6	0.183	0.493	13.1	0.889	.5373	3.07	0.647	.4532	2.98	0.673
6	35.0	42.2	0.0583	0.206	13.3	0.926	.05583	3.10	0.761	.4502	3.02	0.667
7	42.7	41.5	0.00760	0.397	13.7	0.905	.07193	3.13	0.767	.6262	3.07	0.631
8	46.4	41.5	0.00260	0.413	13.8	0.905	.2873	3.15	0.719	.5762	3.06	0.645
9	31.5	42.0	0.128	0.233	14.3	0.930	.1713	3.19	0.751	.4512	3.11	0.678
10*	48.6	42.4	0.00160	1.19	14.6	0.825	302.3	3.19	0.757	.082	3.13	0.520
11	46.8	42.4	0.00310	1.21	14.5	0.823	08323.	3.21	0.765	.102	3.12	0.520
12	47.5	42.8	0.00270	1.43	14.6	0.799	.03893	3.26	0.790	.202	3.14	0.493

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج GAUSS

من خلال الجدول أعلاه يتضح بأن أكبر قيمة تأخذها إحصائية Wald (W_T) تكون في الفترة العاشرة مما يعني بأن متغير الانتقال سيكون تغير الدين العام ما بين الفصل السابق و الفصول العشرة التي سبقته (سنتين و نصف تقريبا) $(q_{t-1}=B_{t-1}-B_{t-10})$. و بناء على النتائج المصاحبة لهذه الفترة، تظهر الإحصائية W_T (48.6) أكبر من القيمة الحرجة (42.4)، و بالتالي سنرفض الفرضية العديمة للخطية لصالح الفرضية البديلة لنموذج TAR، أي وجود أثر عتبة بعجز الموازنة الجزائري إذ أن هناك لاتماثل في عملية التعديل، أين تتدخل الحكومات للحد من تفاقم الدين فقط عندما يفوق هذا الأخير عتبة معينة. و بعد تقديرنا لنموذج TAR الخاص بالدين العام كما هو مبين في الجدول 16 أدناه، اتضح بأن قيمة العتبة مقدرة بـــ 25.5 %، وهذا ما سينتج عنه نظامين: النظام الأول تكون فيه قيمة متغير الانتقال أصغر من قيمة العتبة و يمثل حوالي 84.7% من المشاهدات الإجمالية (144 مشاهدة)، أما النظام الثاني فتكون فيه قيمة متغير الانتقال أكبر من قيمة العتبة و يمثل حوالي 15.3% من المشاهدات الإجمالية (26 مشاهدة). هذا وقد تم تصنيف الدين العام حسب نظام العتبة في الشكل 25 أدناه.

الجدول 16: تقدير نموذج TAR الخاص بالدين العام (Threshold Model:)

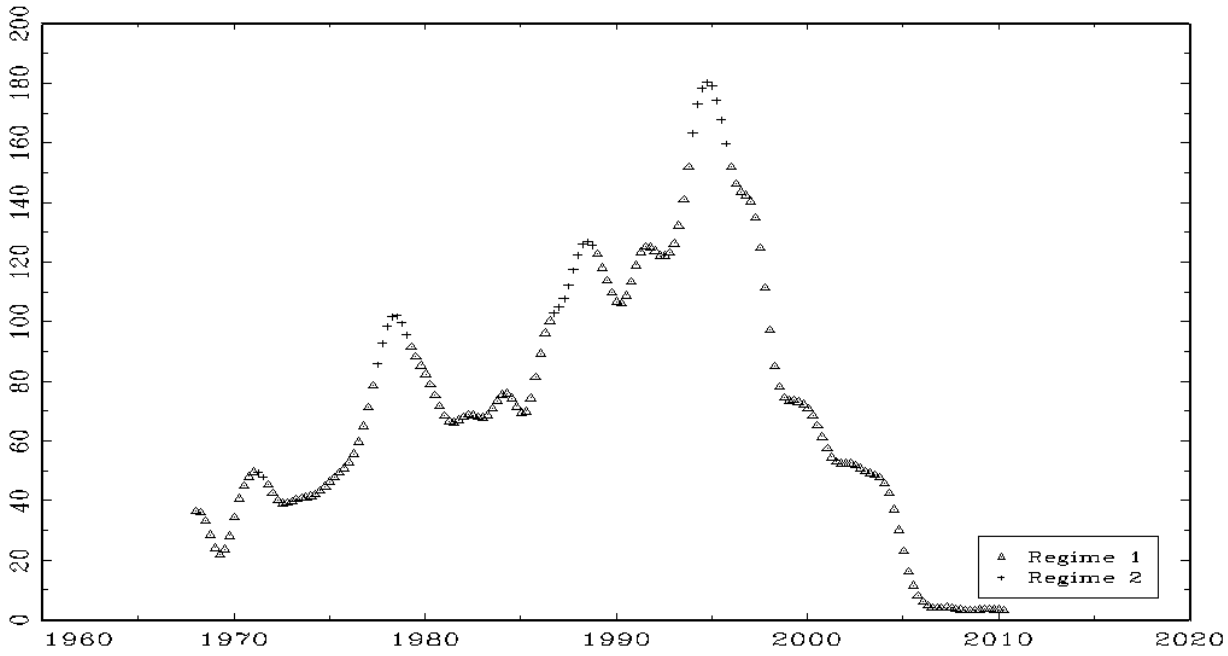
Number of Observations	170.	
Lambda Trimming Region: [.15,.85]		
Residual Variance	0.240	
Gaussian Log-Likelihood	-104	
Threshold Estimate	25.5	
Observations in Regime 1 (%)	144.	0.847
Observations in regime 2 (%)	26.0	0.153

	Regime 1 $Z_{t-1} < 25.5$	Regime 2 $Z_{t-1} \geq 25.5$	Tests for Equality of Individual Coefficients

Variable	Estimate	St Error	Estimate	St Error	W_T	Boot p-Value
Intercpt	0.0595	0.0872	1.96	0.537	12.1	0.0256
Y(t-1)	-0.00033	0.00115	-0.00214	0.00373	0.216	0.790
DY(t-1)	2.16	0.0877	1.75	0.173	4.38	0.167
DY(t-2)	-1.27	0.203	0.726	0.535	12.2	0.0044
DY(t-3)	-0.199	0.216	-4.30	0.964	17.2	0.0005
DY(t-4)	-0.619	0.190	1.64	0.556	14.8	0.0004
DY(t-5)	2.00	0.191	2.04	0.383	0.0095	0.940
DY(t-6)	-1.10	0.238	1.77	0.740	13.6	0.0015
DY(t-7)	-0.164	0.225	-6.70	1.44	20.1	0.0002
DY(t-8)	-0.462	0.177	2.43	0.776	13.2	0.0021
DY(t-9)	1.32	0.176	2.25	0.458	3.60	0.130
DY(t-10)	-0.732	0.196	2.30	0.963	9.49	0.0104
DY(t-11)	-0.0630	0.172	-6.88	1.54	19.4	0.0001
DY(t-12)	0.107	0.0743	4.06	0.848	21.6	0.000

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج GAUSS

الشكل 25: تصنيف الدين العام حسب نظام العتبة (classified by threshold regime)



المصدر: مخرجات برنامج GAUSS

سننتقل الآن إلى إختبار استقرارية السيرورة الكلية (كلا النظامين) لعجز الموازنة، إذ يتضح من الجدول 5−29 بأن إحصائية Wald الأولى (R_{1T}) 1.19 أصغر من القيمة الحرجة المقدرة بـــ 14.6، و بالتالي سنقبل الفرضية العديمة للجذور الوحدية، مما يعني أن السيرورة الكلية للدين العام بالجزائر غير مستقرة و بالتالي عدم إمكانية استدامة تحملها. ولأجل اختبار استقرارية كل نظام على حدى (الجذور الوحدية الجزئية)، يتضح من الجدول 5−29 بأن الإحصائية t_1 (3.230) أكبر من القيمة الحرجة المقدرة بـــ 3.19 ، وبالتالي سنرفض الفرضية العديمة للجذور الوحدية ونقبل باستقرارية الدين العام في النظام الأول، مما يعني إمكانية استدامة تحمل الدين العام عند قيم أصغر من قيمة العتبة. أما الإحصائية t_2 (2.08) فهي أصغر من القيمة الحرجة المقدرة بـــ 3.13 ، و

بالتالي سنقبل الفرضية العديمة للجذور الوحدية، مما يعني أن السيرورة الجزئية للدين العام بالجزائر في النظام الثاني غير مستقرة، أي أنه لا يمكن استدامة تحمل الدين العام عند قيم تفوق قيمة العتبة.

2) نمذجة الظاهرة في شكل نموذج STAR:

إن طريقة Caner و Hansen (2001) السابقة لا تسمح بدمج متغيرات انتقال أخرى بل تفرض تأخرات المتغير التابع كمتغير انتقال. سنحاول الآن دمج بعض متغيرات الانتقال الأخرى كمتغيرات خارجية أخرى يمليها الواقع الاقتصادي و النظرية الاقتصادية، كتبعية السياسة المالية بالاقتصاد الجزائري لسعر البترول، و أيضا توجهات الإنفاق العام للحكومات، بالإضافة إلى تأخرات المتغير التابع (8 تأخرات كحد أقصى بالنسبة لكل متغير انتقال)، و ذلك باستخدام طريقة Teräsvirta (1994) و Franses و van Dijk(2003) لتقدير النماذج STAR . وهدفنا في ذلك هو إيجاد قيمة العتبة التي تستدعي صناع القرار بالجزائر لإجراء التعديل، و كذا حساب سرعة الانتقال من نظام إلى آخر، وتقدير دالة الانتقال.

من جهة أخرى، تكون سرعة الرجوع إلى المتوسط ضمن النماذج الخطية وحيدة و ثابتة في جميع الأوقات. أما ضمن النماذج اللاخطية من النوع STAR تكون سرعة رجوع المتوسط أو الاتجاه إلى وضعية التوازن كبيرة كلما كانت السيرورة بعيدة عن متوسطها أو اتجاهها، أما إذا كانت هذه الأخيرة قريبة من وضعية التوازن فيعني في كثير من الأحيان ظهور سلوك جذر الوحدة.[105]

أ- عجز الموازنة:

سنجزي الآن اختبارا للخطية على البيانات الفصلية الخاصة بعجز الموازنة مفترضين كمتغير للانتقال كلا من: تأخرات المتغير التابع، سعر برميل البترول الفصلي و أيضا حجم الإنفاق الحكومي الحقيقي الفصلي. وذلك خلال الفترة الممتدة من 1965 Q4 إلى 2010 Q4 . و تظهر نتائج هذا الاختبار وفق ما يوضحه الجدول التالي:

الجدول 17: اختبار خطية عجز الموازنة مقابل اللاخطية (نموذج STR)

variables in AR part: CONST deficit(t-1) …. deficit(t-8), oil(t) ….. oil(t-8), Greal(t) …. Greal(t-8)
param. not under test
sample range: [1968 Q1, 2010 Q4], T = 172

transition variable	F	F4	F3	F2	suggested model
deficit(t-1)	4.0858e-08	3.0588e-04	7.5766e-04	9.2978e-04	LSTR
deficit(t-2)	6.0419e-02	3.4657e-01	2.0349e-01	2.2948e-02	Linear
deficit(t-3)	3.7371e-01	5.8868e-01	7.6071e-01	3.1588e-02	Linear
deficit(t-4)	6.7798e-02	2.1620e-01	7.4870e-01	3.6217e-03	Linear
deficit(t-5)	6.1570e-02	2.8086e-01	6.7331e-01	2.1092e-03	Linear
deficit(t-6)	4.1479e-02	6.3792e-01	1.2302e-01	2.1953e-03	LSTR
deficit(t-7)	1.8881e-03	1.3226e-01	3.5805e-02	3.1566e-03	LSTR
deficit(t-8)	3.2332e-04	4.3110e-02	5.2384e-03	1.8832e-02	ESTR
Greal(t)	3.2812e-08	7.5164e-07	1.1950e-02	7.3941e-02	LSTR
oil(t)	1.4537e-10	5.0303e-04	1.5806e-05	1.4829e-01	ESTR
Greal(t-1)	1.9107e-07	9.7596e-09	3.0281e-03	7.8107e-02	LSTR
oil(t-1)	9.1942e-10	1.4222e-05	2.2198e-06	1.3306e-01	ESTR
Greal(t-2)	4.3452e-11	4.5594e-08	2.0221e-04	5.9088e-02	LSTR
oil(t-2)*	9.1616e-14	2.0738e-09	2.8589e-06	9.4542e-02	LSTR

105 Arize Augustine (2011):" Are Inflation Rates Really Nonstationary? New Evidence from Non-linear STAR Framework and African Data ». *International Journal of Economics and Finance*. Vol. 3, No. 3 .pp 97-108. P :99.

Greal(t-3)	1.7711e-08	8.0772e-05	7.4352e-05	2.5736e-02	ESTR
oil(t-3)	2.3722e-13	4.5867e-09	6.2054e-06	5.9949e-02	LSTR
Greal(t-4)	4.1234e-07	3.0548e-03	3.9942e-05	1.6832e-02	ESTR
oil(t-4)	5.8434e-10	5.6332e-05	1.1403e-06	3.0875e-02	ESTR
Greal(t-5)	1.0487e-07	4.7578e-04	5.6084e-05	2.9328e-02	ESTR
oil(t-5)	6.2111e-09	1.8435e-03	2.4614e-07	1.7894e-02	ESTR
Greal(t-6)	5.6955e-08	1.0232e-05	1.8854e-04	5.4954e-02	LSTR
oil(t-6)	8.5597e-09	5.3651e-03	1.0332e-06	1.6121e-02	ESTR
Greal(t-7)	4.7625e-09	1.9869e-06	4.5353e-04	7.7983e-02	LSTR
oil(t-7)	5.5845e-08	2.3865e-03	4.7010e-06	1.3604e-02	ESTR
oil(t-8)	7.9693e-07	1.7701e-04	7.0487e-04	1.0515e-01	LSTR
Greal(t-8)	4.5553e-07	3.6542e-03	6.6235e-05	8.8531e-03	ESTR

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج JMulTi

بما أن قيمة إحصائية F أكبر من القيمة الحرجة فإنه سيتم رفض الفرضية العديمة للخطية، كما أن أصغر قيمة لإحصائية الاختبار تكون عند التأخر الثاني لسعر البترول (oil(t-2، مما يعني بأننا سنختار هذا المتغير كمتغير انتقال. أي أن العجز الموازني بالجزائر يتبع سيرورة لاخطية (وجود أثر عتبة) على شكل نموذج منطقي (LSTR) بعتبة واحدة، و ذلك تبعا للتغيرات نصف السنوية في سعر البترول. مما يدل على أن سلوك العجز الموازني يتغير من نظام إلى آخر حسب وضعية المالية العامة للدولة ، كما أن الصدمات الإيجابية و السلبية في رصيد ميزانية الحكومة غير متماثلة.

أما الآن فسنقوم بتقدير النموذج اللاخطي، لكن قبل ذلك علينا إيجاد القيم الأولية (قيم البدء starting values) للمعلمات المقدرة ضمن شبكة بحث (grid search) من النقاط المحتملة، و التي تتضح قيمها ضمن نتائج الجدول التالي:

الجدول 18: البحث عن قيم البدء لتقدير نموذج LSTR الخاص بعجز الموازنة

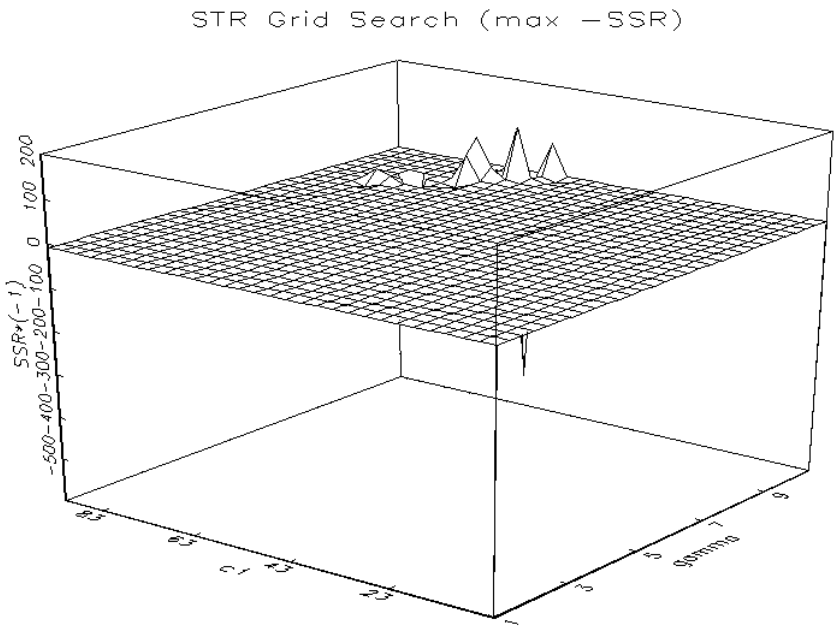
STR GRID SEARCH

variables in AR part: CONST deficit(t-1) …. deficit(t-8), oil(t) ….. oil(t-8), Greal(t) …. Greal(t-8)
restriction theta=0:
transition variable: oil(t-2)
sample range: [1968 Q1, 2010 Q4], T = 172
transition function: LSTR
grid c { 3.12, 91.48, 30}
grid gamma { 0.50, 10.00, 30}

SSR	gamma	c
-112.1002	8.1334	61.0110

المصدر: مخرجات برنامج JMulTi

الشكل 26: التمثيل البياني لشبكة البحث عن القيم الأولية لتقدير نموذج LSTR الخاص بعجز الموازنة



المصدر: مخرجات برنامج JMulTi

من خلال الجدول أعلاه، يتضح بأن القيمة الأولية للعتبة c هي: 61.0110، و القيمة الأولية لسرعة الانتقال من نظام إلى آخر γ هي 8.1334. و بناء على هذه القيم الأولية سيتم تقدير نموذج LSTR الخاص بعجز الموازنة و الذي تظهر نتائجه في الجدول التالي:

الجدول 19: تقدير نموذج LSTR الخاص بعجز الموازنة

STR ESTIMATION

variables in AR part: CONST deficit(t-1) …. deficit(t-8), oil(t) ….. oil(t-8), Greal(t) …. Greal(t-8)

:restriction theta=0

:restriction phi=0

:restriction phi=-theta

transition variable: oil(t-2)
sample range: [1968 Q1, 2010 Q4], T = 172
transition function: LSTR
number of iterations: 252

variable	linear part				nonlinear part			
	start	estimate	SD	t-stat	start	estimate	SD	t-stat
CONST	0.15631	0.15796	0.0741	2.1330	17.12250	17.92818	0.0000	0.0000
def(t-1)	2.74514	2.74694	0.0883	31.1259	-2.51387	-2.50206	0.7225	-3.4631
def(t-2)	-2.89193	-2.89884	0.2514	-11.5313	6.98615	6.99171	1.8116	3.894
def(t-3)	1.43383	1.44008	0.3355	4.2917	-10.71362	-10.72079	1.7726	-6.0480
defi(t-4)	-0.85926	-0.86014	0.3371	-2.5519	8.39613	8.3729	3.5971	2.3277
def(t-5)	1.43265	1.43980	0.3394	4.2420	-5.25939	-5.19336	4.8276	-1.0758
def(t-6)	-1.51786	-1.53066	0.3342	-4.5800	8.45758	8.35911	4.3838	1.9068
def(t-7)	0.86372	0.86976	0.2463	3.5318	-10.504	-10.40319	0.9183	-11.3284
def(t-8)	-0.21933	-0.21977	0.0871	-2.5230	5.13251	5.07739	0.0000	0.0000
G(t)	-0.00036	-0.00037	0.0001	-5.9328	0.00066	0.00068	0.0009	0.7336
oil(t)	-0.08340	-0.08645	0.1078	-0.8018	-0.92324	-0.92054	0.0000	-0.0000
G(t-1)	0.00109	0.00110	0.0002	5.8589	-0.00162	-0.00171	0.0027	-0.6313
oil(t-1)	0.67587	0.688	0.3327	2.0700	0.06146	0.02751	0.9668	0.0285
G(t-2)	-0.00124	-0.00124	0.0003	-4.6079	0.00363	0.00379	0.0036	1.0616
oil(t-2)	-1.37115	-1.39256	0.4602	-3.0261	3.28658	3.37199	1.4039	2.4018

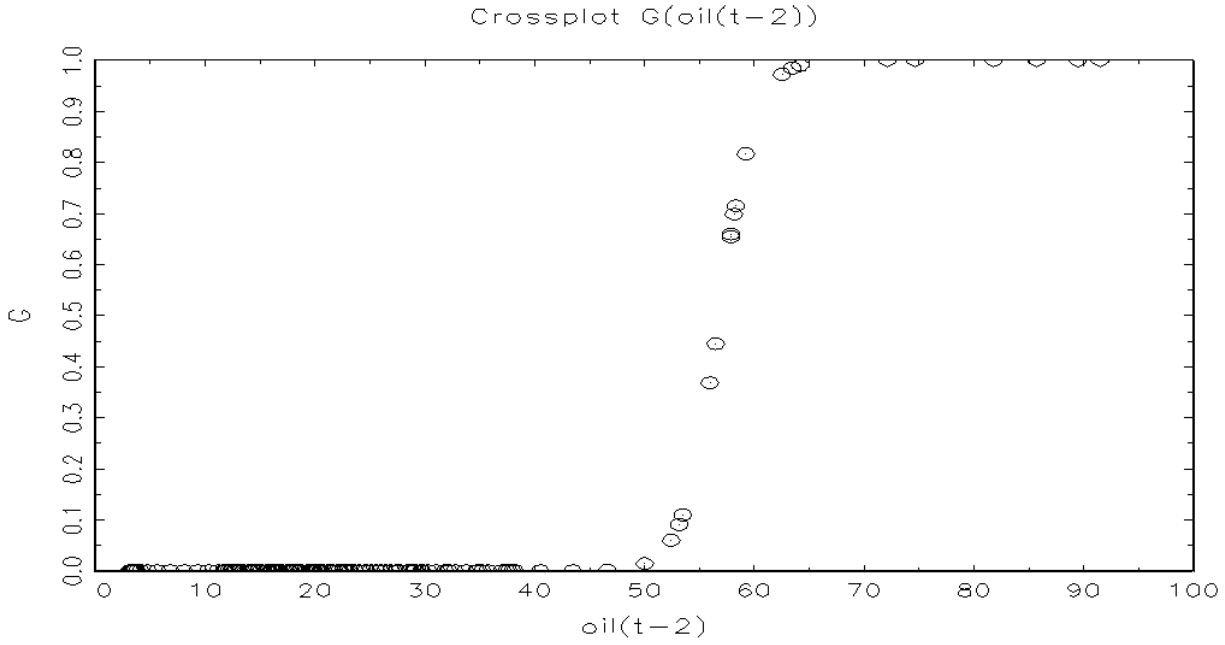
G(t-3)	0.00064	0.00064	0.0003	2.2883	-0.00755	-0.00772	0.0032	-2.4426
oil(t-3)	1.14105	1.15865	0.4530	2.5577	-3.87973	-3.98427	1.5340	-2.5973
G(t-4)	-0.00040	-0.0004	0.0003	-1.4666	0.00688	0.00697	0.0039	1.8033
oil(t-4)	0.52960	-0.53237	0.4392	-1.2121	1.11150	1.17277	1.6456	0.7127
G(t-5)	0.00077	0.00078	0.0003	2.8270	-0.00325	-0.00324	0.0050	-0.6453
oil(t-5)	0.70965	0.71597	0.4574	1.5652	-1.51000	-1.54178	1.6206	-0.9514
G(t-6)	-0.00092	-0.00093	0.0003	-3.347	0.00582	0.00578	0.0050	1.1650
oil(t-6)	-1.09399	-1.12728	0.4849	-2.3248	4.15870	4.20876	1.3068	3.2207
G(t-7)	0.00057	0.00057	0.0002	2.8309	-0.00905	-0.00904	0.0028	-3.2488
oil(t-7)	0.73654	0.77732	0.3697	2.1023	-3.37838	-3.42918	1.3338	-2.5711
oil(t-8)	-0.00015	-0.00015	0.0001	-2.2733	0.00454	0.00453	0.0000	0.0000
G(t-8)	-0.19357	-0.20955	0.1270	-1.6503	0.88291	0.90357	0.6635	1.3618
Gamma					8.1334	11.37964	0.1881	5.0846
C					61.01103	56.83295	0.0000	0.0000

AIC	-2.4447e+00	SD of residuals	0.0671
SC	-1.4199e+00	SD of transition variable	18.1678
HQ	-2.0289e+00	variance of residuals	0.0671
R^2	9.9912e-01	variance of transition variable	330.0693
adjusted R^2	0.9991		

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج JMulTi

من خلال النتائج أعلاه يتبين أن العجز الموازني يخضع لنظامين مختلفين انطلاقا من بلوغ العتبة المقدرة ب 56.83 دولار للبرميل إذ يتم الانتقال من نظام إلى آخر بسرعة 11.37964 وهو تعديل سريع نوعا ما، يدل على وجود تسيير نشط لصناع القرار لعجز الموازنة متى ابتعد هذا الأخير عن قيمه التوازنية إما إيجابا أو سلبا. وهذا ما يوضحه التمثيل البياني لدالة الانتقال المنطقية أدناه.

الشكل27 :دالة الانتقال المنطقية الخاصة بعجز الموازنة



المصدر: مخرجات برنامج JMulTi

ب- الدين العام:

بنفس الطريقة السابقة سنقوم باختبار الخطية على السلسلة الزمنية الخاصة بالدين العام مع احتمال أن يكون متغير الانتقال إما القيم المتأخرة للمتغير التابع نفسه، أو عجز الموازنة (وفقا للنظرية الاقتصادية). من جهة أخرى، ستمكننا هذه النمذجة بالتمييز ما بين فرضية الإدارة النشطة للدين العام و فرضية التمهيد الضريبي (tax-smoothing)[106]. فوجود النسق اللاخطي ضمن نسبة الدين العام دليل على أن السلطات المالية بالجزائر لم تتبع سياسة التمهيد الضريبي خلال فترة الدراسة و العكس صحيح (Barro 1979).

وتظهر نتائج اختبار الخطية وفق ما يوضحه الجدول التالي:

الجدول 20: اختبار خطية الدين العام مقابل اللاخطية (نموذج STR)

(variables in AR part: CONST debt(t-1) … debt(t-8), deficit(t) .. deficit(t-8)
param. not under test
sample range: [1968 Q1, 2010 Q4], T = 172

transition variable	F	F4	F3	F2	suggested model
deb(t-1)	1.3867e-01	4.0027e-01	6.2670e-01	1.7801e-02	Linear
deb(t-2)	2.5991e-01	8.5574e-01	5.2040e-01	1.1613e-02	Linear
deb(t-3)	1.5116e-03	6.3903e-03	4.2827e-01	8.7579e-03	LSTR
deb(t-4)	1.6507e-03	1.1585e-02	3.2244e-01	8.1731e-03	LSTR
deb(t-5)*	4.9125e-05	2.8073e-04	2.2906e-01	1.0188e-02	LSTR
deb(t-6)	3.4416e-03	3.4916e-02	1.6596e-01	1.7037e-02	LSTR
deb(t-7)	1.1838e-02	7.7436e-02	1.8033e-01	3.2887e-02	LSTR
deb(t-8)	2.7752e-02	8.4029e-02	2.8041e-01	5.8955e-02	LSTR
def(t)	9.0539e-02	1.7338e-01	4.3240e-01	7.7986e-02	Linear
def(t-1)	6.1368e-02	1.1669e-01	4.7116e-01	5.8545e-02	Linear
def(t-2)	4.0411e-01	6.8068e-01	6.7832e-01	6.0562e-02	Linear
def(t-3)	7.4801e-01	9.3412e-01	8.6396e-01	7.4063e-02	Linear
def(t-4)	8.0781e-01	9.4521e-01	9.1062e-01	8.3028e-02	Linear
def(t-5)	6.4798e-01	6.6185e-01	8.9734e-01	1.3255e-01	Linear
def(t-6)	5.1239e-01	2.7232e-01	9.0336e-01	2.8385e-01	Linear
def(t-7)	3.1221e-01	2.1796e-01	5.3350e-01	3.9663e-01	Linear
defi(t-8)	2.5227e-01	7.2759e-01	6.5071e-02	3.5588e-01	Linear

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج JMulTi

بما أن قيمة إحصائية F أكبر من القيمة الحرجة فإنه سيتم رفض الفرضية العدمية للخطية، كما أن أصغر قيمة لإحصائية الاختبار تكون عند التأخر الخامس للدين العام deb(t-5)، مما يعني بأننا سنختار هذا المتغير كمتغير انتقال. أي أن الدين العام بالجزائر يتبع سيرورة لاخطية (وجود أثر عتبة) على شكل نموذج منطقي (LSTR) بعتبة واحدة، و ذلك وفقا لقيم متغير الانتقال المتمثل في قيمة الدين العام لخمس فصول سابقة. مما يدل على قبول فرضية الإدارة النشطة للدين العام، إذ أن سلوك الدين العام يتغير من نظام إلى آخر حسب وضعية المالية العامة للدولة، كما أن الصدمات الإيجابية و السلبية في الدين العام غير متماثلة. أما الآن فسنقوم بتقدير النموذج اللاخطي، لكن قبل ذلك علينا إيجاد القيم الأولية (قيم البدء starting values) للمعلمات المقدرة ضمن شبكة بحث (grid search) من النقاط المحتملة، و التي تتضح قيمها ضمن نتائج الجدول التالي:

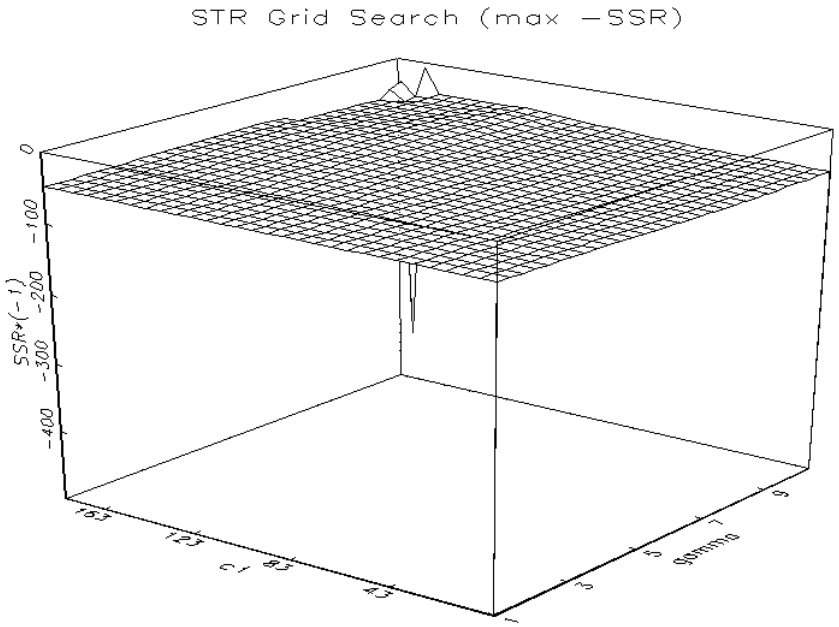
الجدول 21: البحث عن قيم البدء لتقدير نموذج LSTR الخاص بالدين العام

[106] تقترح فرضية التمهيد الضريبي بأن تختار السلطات المالية الضرائب الانسيابية لتفادي الانحرافات ما بين الأزمنة التي قد تصاحب تغير نسب الضريبة.و بما أن قيد موازنة الحكومة ما بين الأزمنة محدد بأفق لا نهائي، سيكون لصدمة مؤقتة تغيير صغير في عجز الفترة اللاحقة، كما أن فائض في موازنة الحكومة من شأنه أن يؤدي إلى إعادة دفع 100 وحدة من الدين العام على امتداد ألف سنة. وعلى هذا النحو ستسير نتائج العجوز المستقبلية، و بالتالي لا داعي للتسرع في إعادة دفع الدين. (Considine و Gallagher (2008) ص: 6)

STR GRID SEARCH
variables in AR part: CONST debt(t-1) … debt(t-8), deficit(t) .. deficit(t-8)
restriction theta=0:
transition variable: debt(t-5)
sample range: [1968 Q1, 2010 Q4], T = 172
transition function: LSTR1
grid c { 3.20, 180.42, 30}
grid gamma { 0.50, 10.00, 30}
SSR gamma c1
7.2942 10.0000 168.1976

المصدر: مخرجات برنامج JMulTi

الشكل 28: التمثيل البياني لشبكة البحث عن القيم الأولية لتقدير نموذج LSTR الخاص بالدين العام



المصدر: مخرجات برنامج JMulTi

من خلال الجدول أعلاه، يتضح بأن القيمة الأولية للعتبة c هي: 168.1976، و القيمة الأولية لسرعة الانتقال من نظام إلى آخر γ هي 10.0000. و بناء على هذه القيم الأولية سيتم تقدير نموذج LSTR الخاص بالدين العام و الذي تظهر نتائجه في الجدول التالي:

الجدول 22: تقدير نموذج LSTR الخاص بالدين العام

STR ESTIMATION
variables in AR part: CONST debt(t-1)… debt(t-8), deficit(t-1) …. deficit(t-8)
:restriction theta=0
:restriction phi=0
:restriction phi=-theta
transition variable: debt(t-5)
sample range: [1968 Q1, 2010 Q4], T = 172
transition function: LSTR
number of iterations: 1114

variable	linear part	nonlinear part

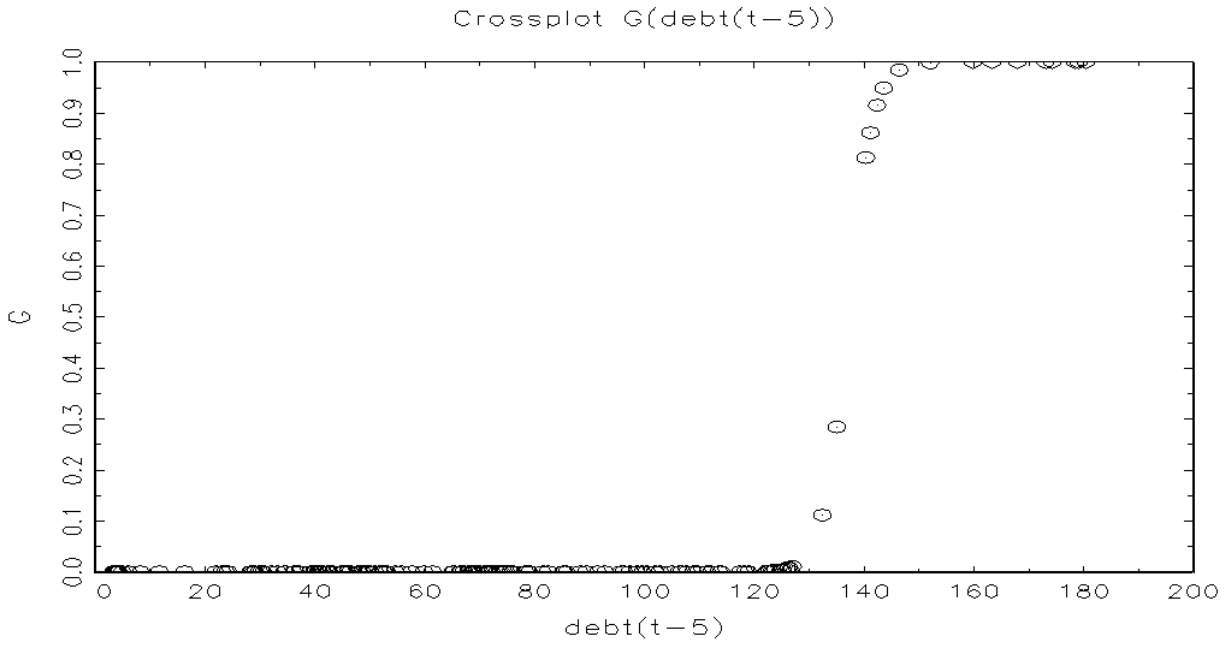
	start	estimate	SD	t-stat	start	estimate	SD	t-stat
CONST	-0.00071	0.00654	0.1209	0.0541	12216.49	-108.31	346.8547	-0.3123
debt(t-1)	3.03870	3.03039	0.0827	36.6259	-1238.29	-5.935	7.9276	-0.7488
debt(t-2)	-3.30726	-3.29525	0.2521	-13.0726	3703.24	18.88	27.0005	0.6993
debt(t-3)	1.30747	1.30065	0.3303	3.9377	-4345.06	-20.97	31.2631	-0.6710
debt(t-4)	-0.40238	-0.39465	0.3195	-1.2354	2028.24	8.52	13.3866	0.6369
debt(t-5)	1.47260	1.48646	0.3182	4.6719	-1249.65	-4.94	7.3246	-0.6747
debt(t-6)	-1.91505	-1.97661	0.3269	-6.0457	2781.84	12.71	18.4865	0.6878
debt(t-7)	0.99580	1.06623	0.2486	4.2886	-2709.13	-12.58	18.2598	-0.6893
debt(t-8)	-0.18981	-0.21708	0.0811	-2.6757	935.44	5.09	7.6010	0.6706
deficit(t)	0.07741	0.08852	0.1281	0.6911	-614.47	18.70	30.2766	-0.6179
deficit(t-1)	-0.36937	-0.41415	0.4010	-1.0328	-6668.88	-14.29	35.8956	-0.3982
deficit(t-2)	0.69624	0.75625	0.5750	1.3152	21840.63	90.12	151.1502	0.5962
deficit(t-3)	-0.69966	-0.70412	0.5668	-1.2423	-18355.67	-74.98	121.7123	-0.6161
deficit(t-4)	0.49077	0.44154	0.5352	0.8250	3867.72	12.31	21.1746	0.5817
deficit(t-5)	-0.60175	-0.56188	0.5634	-0.9972	-6159.18	-28.73	40.4806	-0.7098
deficit(t-6)	0.88524	0.84552	0.5799	1.4580	2170.82	-9.07	22.0611	-0.4114
deficit(t-7)	-0.73652	-0.68419	0.4227	-1.6185	10311.48	63.16	96.2267	0.6564
deficit(t-8)	0.25896	0.23253	0.1419	1.6387	-7266.40	-32.35	50.9190	-0.6353
Gamma					10.00	19.43	9.9443	1.9549
C					168.19	137.06	6.6106	20.7338

AIC	-9.5505e-01	SD of residuals	0.5635
SC	-2.5967e-01	SD of transition variable	43.5466
HQ	-6.7292e-01	variance of residuals	0.3175
R^2	9.9987e-01	variance of transition variable	1896.3030
adjusted R^2	0.9999		

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج JMulTi

من خلال النتائج أعلاه يتبين أن الدين العام يخضع لنظامين مختلفين انطلاقا من بلوغ متغير الانتقال العتبة المقدرة ب 137.06 ، إذ يتم الانتقال من نظام إلى آخر بسرعة 19.43 وهو تعديل سريع نوعا ما يدل على وجود تسيير نشط لصناع القرار للدين العام متى ابتعد هذا الأخير عن قيمه التوازنية . وهذا ما يوضحه التمثيل البياني لدالة الانتقال المنطقية أدناه.

الشكل29:دالة الانتقال المنطقية الخاصة بالدين العام



المصدر: مخرجات برنامج JMulTi

ت- اختبار استقرارية النماذج:

سنعتمد في اختبار استقرارية النماذج STAR منهجية اختبار Kapetanios، Shin و Snell (2003) للجذور الوحدية، و الذي يختصر في الرمز KSS. ويعتبر هذا الأخير رديفا لاختبار ADF للجذور الوحدية و لكنه بصيغة لاخطية (Y_{t-1}^3 في الطرف الأيمن لمعادلة ADF). هذا و مع العلم بأن الفرضية العديمة هي فرضية وجود جذور وحدية (لا إستقرارية)، أما الفرضية البديلة فهي فرضية استقرار النموذج اللاخطي STAR. وتظهر نتائج هذا الاختبار على كل من الدين العام و عجز الموازنة في الجدول التالي:

الجدول 23: نتائج اختبار KSS للاستقرارية اللاخطية (نموذج STAR)

Variable	lags	NLADF
Debt	8	- 2.183786
Deficit	7	-1.587795

The 1%, 5%, and 10% critical values for the detrended and demeaned data are: –3.93, -3.40, and -3.13, respectively.

بما أن قيم الإحصائية المحسوبة هي أكبر من القيم الجدولية فإننا سنقبل فرضية العدم للجذور الوحدية و نرفض الفرضية البديلة لاستقرار النموذج اللاخطي STAR . أي أن السلاسل الزمنية الخاصة بالدين العام و عجز الموازنة غير مستقرة، وبالتالي لا يمكن استدامة تحملهما.

IX) الخاتمـــــة:

تندرج دراستنا ضمن الاقتصاد الكلي المالي، إذ سمح لنا هذا البحث بإعطاء نظرة و لو بسيطة حول الأسس النظرية للسياسة المالية للدولة، وذلك بدراسة الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية بالجزائر، و مدى القدرة على استدامة تحمل عجز الموازنة و الدين العام. وانطلاقا من التساؤلات المطروحة في المقدمة العامة لهذه الدراسة، و بعد تحليلنا للموضوع ومناقشته في الفصول السابقة، تمكنا من الوصول إلى جملة من النتائج نوردها في النقاط التالية:

أ- على المستوى النظري:

- بالإضافة إلى وظيفة تخصيص الموارد المسموح بها في المنظور النيوكلاسيكي، قام Musgrave بإدراج وظيفتي إعادة توزيع المداخيل واستقرار النشاط الاقتصادي. فأما الأولى فقد اعتمدت على معياري الفعالية والعدالة الاجتماعية التي ينبثق مفهومها من أطروحات العديد من الاقتصاديين تصب معظمها في محاولة لصياغة دالة منفعة جماعية FUC تقوم على إثرها الدولة بالتدخل في إعادة توزيع المداخيل إما عن طريق منح تحويلات نقدية أو استخدام التعديل الضريبي بشكل يتوافق مع هدف إعادة التوزيع، ويمكن قياس الأثر التوزيعي للدولة باستخدام معامل Gini المشتق من منحنى Lorenz.
- يصب هدف الدولة من خلال وظيفة استقرار النشاط الاقتصادي في الوصول إلى تشغيل العمالة الكاملة عن طريق تحقيق التوازن الاقتصادي المتحصل عليه بنموذج IS-LM بأسعار وأجور ثابتة، وكذلك بنموذج OA-DA الذي يعبر عن حقيقة التوازن الاقتصادي. و يمكن للدولة بلوغ هذا الهدف من خلال استعمالها لسياسات الطلب (السياسات المالية والنقدية) أو سياسة العرض، وهذا وفقا لما تقتضيه الأوضاع الاقتصادية من جهة، وأهداف الدولة في حد ذاتها من جهة أخرى.
- إذا أردنا توضيح فعالية السياسة المالية من خلال الاقتصاد الكلي النموذجي فإنه يمكننا ذكر الحالات التالية:

في اقتصاد مغلق تخضع فعالية السياسة المالية لدرجة حساسية الاستثمار لمعدلات الفائدة حيث تكون السياسة المالية كاملة الفعالية في الحالة الكيترية بينما تنعدم الفعالية تماما في الحالة الكلاسيكية.

في اقتصاد مفتوح مع ثبات الأجور والأسعار، تخضع فعالية السياسة المالية إلى نظام الصرف المطبق ولدرجة انتقال رؤوس الأموال، ففي نظام أسعار الصرف المرنة، تكون السياسة المالية فعالة في حالة الانتقال الضعيف لرؤوس الأموال، بينما تكون قليلة الفعالية في الانتقال القوي لرؤوس الأموال. أما في نظام أسعار الصرف الثابتة تكون السياسة المالية فعالة في حالة الانتقال القوي لرؤوس الأموال، بينما تكون قليلة الفعالية في حالة الانتقال الضعيف لرؤوس الأموال.

في اقتصاد مفتوح مع عدم ثبات الأجور والأسعار، تخضع فعالية السياسة المالية إلى نظام الصرف المطبق وإلى درجة ربط الأجور بالأسعار، ففي نظام أسعار الصرف المرنة تكون السياسة المالية فعالة في حالة الربط التام وغير فعالة في حالة انعدام الربط. أما في نظام أسعار الصرف الثابتة تكون السياسة المالية فعالة مهما كانت درجة الربط.

نشير في الأخير أن الحالات التي تتميز بنسبية الفعالية أو انعدامها ترجع أساسا إلى آثار الإزاحة، سواء تعلق الأمر بالإزاحة عن طريق معدل الفائدة أو سعر الصرف أو الأسعار.

- اهتمت المقاربات النظرية المتعلقة بتأثير السياسة المالية على النشاط الإقتصادي بدراسة ثلاثة جوانب: آثار السياسة المالية من جانب الطلب (demand-side)، آثار السياسة المالية من جانب العرض (supply-side) و الجانب المؤسساتي للسياسة المالية. وفي هذا الصدد، ظهرت أربع مقاربات نظرية: النماذج الكينـــزية (النظرة التقليدية " conventional view"، نقد الكلاسيكيون الجدد لآثار الطلب (حياد السياسة المالية أو الآثار اللاكينـــزية)، النظرة الجديدة ضد الكينـــزية للمالية العامة (NAK New Anti Keynesian View)، المقاربة المختلطة (الآثار اللاخطية للسياسة المالية).
- تعرف استدامة تحمل العجز الموازني على أنها تلك الحالة التي تسمح فيها القيمة الحالية للفوائض المستقبلية المتوقعة بتعويض قيمة الدين الأصلي، الأمر الذي يتطلب تحليلا قياسيا لقيد موازنة الدولة ما بين الأزمنة واختبارا للشرط العرضي الذي يشير ضمنيا إلى عدم السماح لألعاب Ponzi، والذي يتحقق فقط عندما تكون قيم العجوز الموازني والدين العمومي المخصومين مستقرة من الدرجة الصفر، وهذا ضمن أفق زمني لانهائي. أما ضمن الأفق الزمني المحدود، فيمكن اعتبار استدامة تحمل العجز الموازني إذا كانت السياسة المالية قادرة على بلوغ مستوى هدف معلوم لنسبة الدين العمومي من الناتج المحلي الإجمالي.
- تقترن استدامة تحمل العجز الموازني بمفهومين آخرين ويتعلق الأمر بملاءة الدولة وديناميكية الدين العمومي. هذا الارتباط ما بين المفاهيم الثلاثة يخضع بالدرجة الأولى إلى العلاقة ما بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل نمو الإنتاج الحقيقي. وعليه، إذا أرادت الدولة الحفاظ على ملاءتها يجب أن لا تنم نسبة الدين العمومي بشكل أسرع من الفارق ما بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل النمو الحقيقي. كما باستطاعتها أيضا اللجوء إلى التمويل النقدي الذي سيرفع من معدلات التضخم التي ستعمل على الحفاظ على استقرار الدين العمومي عند مستوى معين.
- نقول عن سلسلة زمنية ذات سيرورة عشوائية بأنها مستقرة إذا كانت أوساطها، تبايناتها و تبايناتها المشتركة ثابتة عبر الزمن. و لأجل اختبار الجذر الأحادي للاستقرارية، عادة ما تستخدم الاختبارات التالية: اختبار ديكي فولار DF (Dickey-Fuller) (1979)، اختيار ديكي فولار المطور (Augmented Dickey-Fuller)(ADF) (1981)، اختبار فيليبس و بيرون (Phillips و Perron) (PP) (1988)، اختبارKwiatkowski و آخرون (1992) KPSS. غير أن معظم اختبارات الاستقرارية السابقة تفترض وجود اتجاه عام خطي، إذ أنه ليس من الضرورة بأن تتحقق هذه الفرضية، حيث أن بعض السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية قد تتصف بتحول هيكلي لمسارها ناتج إما عن وجود نقاط إنقطاع أو إنكسار (rupture , break) هيكلي في اتجاهها العام، أو تغير في ميل دالة الاتجاه العام، أو باجتماع السببين معا. ولهذا الغرض ظهرت اختبارات عديدة للاستقرارية تأخذ بعين الاعتبار هذه الخصائص من خلال نمذجتها لأسباب التحول الهيكلي، ونذكر منها على سبيل المثال لا الحصر ما يلي:

إختبار بيرون Perron (1989)، إختبار Zivot و Andrews (1992)، إختبار Lumsdaine وPapell (1997)، إختبارات مضاعف لاغرانج LM لـــ Lee وStrazicich (2003)، و إختبار Saikkonen و Lütkepohl (2002).

- تقوم النماذج VAR المعيارية أو النمطية (standard) بنمذجة متجه (vecteur) من المتغيرات المستقرة، أين يتبع فيها كل متغير داخلي لقيمه الماضية و أيضا القيم الحالية و الماضية لمتغير آخر من نفس هذا النموذج. و توضح دوال الاستجابة للمحفزات تأثير أي تغير (صدمة) يحدث في واحد من بواقي(حد الخطأ ε) أحد المتغيرات، على القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات التابعة خلال الفترات التي تلي تاريخ حدوث الصدمة. كما يقيس تقسيم مكونات التباين الأهمية النسبية للمتغير (صدمة في البواقي) في تفسير تباين أخطاء التنبؤ بالمتغيرات في النموذج VAR ، إذ أنه يعكس المساهمة النسبية للتغير في متغير ما في تفسير التقلبات في المتغيرات الأخرى كل على حدا. وفي هذا السياق دائما، ظهرت نماذج VAR الهيكلية كمحاولة لمعالجة مشكلة ارتباط الأخطاء في تحديد تأثير الصدمة على المتغيرات، من خلال البحث عن صيغة بأخطاء مستقلة إحصائيا (Erreurs Orthogonales) تمكن من تبسيط عملية المحاكاة مقارنة بالنماذج التجميعية القياسية الأخرى، إذ تُستعمل ضمن نماذج SVAR القليل من القيود وفقا لما تمليه النظريات الاقتصادية.
- تعتبر النماذج ذات النظم المتغيرة أو المتحولة (regime-switching models) أكثر السيرورات اللاخطية شيوعا واستعمالا في نمذجة السلاسل الزمنية الخاصة بالمتغيرات الاقتصادية الكلية، المالية و النقدية، كونها تسمح بنمذجة الميكنـــزمات الخاصة بظواهر: اللاتماثل، العتبة، التغيرات الهيكلية، الانقطاعات أو الانكسارات (ruptures) ذات المدى القوي في تطور المتغيرات، التعديلات غير المستمرة،...إلخ. وقد حصرت أدبيات الاقتصاد القياسي هذه النماذج في ثلاثة أصناف تبعا لنوع آلية الانتقال الاحتمالية من نظام إلى آخر، وأيضا حسب طريقة تحديد المتغيرة التي يتم من خلالها الانتقال من نظام إلى آخر. ونخص بالذكر كلا من نماذج الانحدار الذاتي ذات العتبة مع انتقال فوري ومباشر TAR، نماذج الانحدار الذاتي ذات العتبة مع انتقال ممهد و تدريجي STAR، و النماذج ذات النظم المتغيرة المركوفية (Markov-switching , MSW)

– على المستوى التطبيقي:

- بالنسبة للسياسة الضريبية، لا زالت هذه الأخيرة تعتمد بشكل مطلق على الجباية البترولية مقابل انخفاض للجباية العادية، إذ بلغ مستوى الضغط الضريبي (الجباية العادية منسوبا إلى الناتج المحلي الخام خارج المحروقات) حوالي 18.9% ، وهذا المعدل يعتبر أقل مما هو سائد في الكثير من الدول، ففي الدول الصناعية الكبرى السبع يتجاوز معدل الاقتطاع أحيانا 42,5% ولا يقل عن 27%، وهذا إن دل فإنما يدل على ضعف الإدارة الضريبية في إيجاد الأوعية الضريبية الملائمة ذات المردودية، فالكثير من الضرائب المكونة للهيكل الضريبي الجزائري ذات مردودية ضعيفة. من جهة أخرى، تميز النظام الجبائي الجزائري بعدم الاستقرار، إذ لم يستطع التخلص من آفة التعديلات المستمرة، فلا يكاد يخلو أي قانون مالية من تدابير تعديلية في المجال الضريبي، مما يدل على عدم وضوح الرؤية لدى السلطات الاقتصادية وهيمنة العقلية المالية الرامية إلى البحث عن الموارد. أما فيما يخص دور السياسة الجبائية في توزيع المداخيل بالجزائر، فنجد أنها تفتقر إلى معيار العدالة الاجتماعية، إذ أن الذي يتحمل العبء الجبائي هي الطبقة ذات الدخل المنخفض على حساب المنتجين و أصحاب المؤسسات.
- أما بالنسبة للسياسة الإنفاقية، يمكن ملاحظة تطور نسب الإنفاق العام من الناتج المحلي الإجمالي متأثرا بثلاث محددات متداخلة و متكاملة، و هي: المحدد الاقتصادي و المذهبي، و نقصد بذلك حتمية تغيير الهيكل الاقتصادي، المحدد الاجتماعي، وهو عبارة عن ضغط الطلب على الخدمات العمومية، والمحدد المالي، و يتمثل في اليسر المالي الناتج عن قطاع المحروقات. لكن بالرغم من

ضخ هذه الأموال الهائلة في الاقتصاد إلا أن معدلات النمو المحققة هي ضعيفة جدا مقارنة مع قيمة الاستثمارات التي تم رصدها خلال هذه السنوات. فالجزائر أنفقت متوسطا سنويا في مجال الاستثمار العمومي يفوق 10% من الناتج المحلي الخام، لتنجي بعدها سنويا أقل من 5% مما يكشف عن وجود اختلال و عدم فعالية كبيرة. فضخ نسبة عشرة بالمائة (أي ما يعادل تقريبا 155 مليار دولار) من القيمة الإجمالية للاقتصاد الجزائري، ثم الحصول على نسبة 4.7 % كمتوسط نمو سنوي ما بين 2001 و 2007، يعني أننا لم نحقق أي نتيجة فعلية إذا ما استبعدنا المحروقات التي تصل مساهمتها في تكوين الناتج المحلي الخام حدود 46% . فهناك ما يسمى بالأثر المضاعف للنمو الذي يفترض أن نحصل على أكثر مما نضخه من موارد، و لكننا نسجل ضياع حوالي 5% من قيمة الاقتصاد سنويا، و هذا في حد ذاته يكشف عن وجود خلل وفق المقاييس الاقتصادية البحتة في ظل غياب قطاع صناعي و إنتاجي قوي، و ضعف فعالية القطاع العمومي و عدم تشجيع القطاع الخاص. و بالتالي فإن السياسة المالية التي انتهجتها الدولة عن طريق رفع الإنفاق العام بهدف الرفع من عرض الإنتاج الوطني لم يكن لها أي أثر يخدم هذا المنظور، و يرجع هذا بكل بساطة إلى ضعف الجهاز الإنتاجي و محدودية قدراته، إذ لم تستطع المؤسسات الرفع من إنتاجها، مما استدعى تحويل هذه المبالغ في إنشاء الهياكل القاعدية و تزايد واردات السلع، حيث أن مقدارا كبيرا من الإنفاق الحكومي يتسرب خارج الاقتصاد الوطني بتغذية الواردات، مما يساهم بشكل كبير في تخفيض قيمة المضاعف.

- فيما يخص السياسة الائتمانية، فقد عرفت اضطرابا كبيرا مع نهاية الثمانينات و بداية التسعينات، والذي يمكن اعتباره كأحد النتائج المنجرّة عن الأزمة البترولية التي عصفت بالاقتصاد الجزائري سنة 1986، الشيء الذي أحدث خللا في التوازنات المالية للدولة، عبر عنه بوضوح ارتفاع نسب الدين العمومي بشقيه الداخلي و الخارجي. هذا وقد اتضح لنا مدى أهمية حجم الدين العمومي الذي وصل إلى غاية 174,3 % من الناتج المحلي الخام، مما يدل على ضعف تمويل الدولة الذاتي للاقتصاد آنذاك و افتقارها للموارد المالية الكافية لتغطية ديونها السابقة، مما دفعها إلى اللجوء إلى الإقتراض من البنك المركزي أو البنوك الأجنبية، أو إصدار سندات للخزينة من أجل تعويض هذا العجز. غير أن إنشاء صندوق ضبط الإيرادات (FRR) سنة 2000 كان له الدور الكبير في خفض هذه النسبة إلى حدود 3,2 % سنة 2010، و هو دليل واضح على نجاعة السياسة المنتهجة في تسيير الدين العمومي.
- أما تقدير الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية ضمن المقاربة الخطية باستخدام نموذج SVAR فقد بين بأن حدوث صدمة هيكلية إيجابية واحدة في الإنفاق الحكومي مقدرة بـــ 1 % (أو بدينار جزائري) سيكون لها أثر معنوي إيجابي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في المدى القصير، غير أن هذا المضاعف صغير جدا و يقدر بحوالي: 0.022184 % كحد أقصى في السنة الثانية التي تلي الصدمة. أما في المدى المتوسط و الطويل فسيتولد تأثير سلبي و هذا ابتداء من السنة الرابعة التي تلي الصدمة. من جهة أخرى، ستولد صدمة في الإنفاق الحكومي نوعا من الضغوط التضخمية في المدى القصير و البعيد، مقدرة بحوالي 3.264% عند الفترة الثالثة، و ما يربو عن 6.516 % كحد أقصى عند الفترة الثامنة التي تلي الصدمة. أما تأثير هذه الصدمة على معدلات الفائدة فقد جاءت إيجابية و معنوية على طول فترة الاستجابة، إذ ستصل إلى حدود 2.026 % كحد أقصى في الفترة الثامنة. أما بالنسبة لاستجابة مكونات الناتج المحلي الحقيقي، نرى بأن الصدمة الهيكلية الإيجابية الواحدة في الإنفاق الحكومي سيكون لها تأثير إيجابي معنوي على الاستهلاك على امتداد فترة الاستجابة، إذ ستصل إلى حدود 0.060423 % كحد أقصى في الفترة السادسة. بالمقابل هناك تأثير سلبي لهذه الصدمة على الاستثمار الخاص خلال فترة الاستجابة باستثناء الفترة الأولى، إذ سيصل إلى حدود 0.078768 - % كحد أقصى في الفترة الأخيرة.
- من جهة أخرى، حدوث صدمة هيكلية إيجابية واحدة في الإيرادات العمومية مقدرة بـــ 1 % (أو بدينار جزائري) سيكون لها أثر معنوي إيجابي على حجم الإنفاق الحكومي على طول فترة الاستجابة، إذ سيصل إلى حدود 0.1435 % كحد أقصى في الفترة

الرابعة. نفس هذا الأثر تمارسه هذه الصدمة على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، إذ يقدر هذا المضاعف بحوالي: 0.067636 % كحد أقصى في السنة الأخيرة التي تلي الصدمة. كما ستولد صدمة في الإيرادات العمومية نوعا من الانخفاض في معدلات التضخم في المدى القصير و البعيد، مقدرا بحوالي 5.790701- % كحد أقصى عند الفترة الرابعة التي تلي الصدمة. أما تأثير هذه الصدمة على معدلات الفائدة فقد جاءت إيجابية و معنوية في المدى القصير فقط و بنسبة ضئيلة جدا مقدرة بحوالي 0.02 % في الفترة الثانية، فيحين سينخفض هذا التأثير إلى مستويات سالبة في المدى المتوسط و الطويل، إذ ستصل إلى حدود 1.416- % كحد أقصى في الفترة الخامسة التي تلي الصدمة. و بالنسبة لاستجابة مكونات الناتج المحلي الحقيقي، نرى بأن الصدمة الهيكلية الإيجابية الواحدة في الإيرادات العمومية سيكون لها تأثير إيجابي معنوي على الاستهلاك على امتداد فترة الاستجابة، إذ ستصل إلى حدود 0.016781 % كحد أقصى في الفترة السادسة التي تلي الصدمة. نفس التأثير تمارسه هذه الصدمة على الاستثمار الخاص خلال فترة الاستجابة، إذ سيصل إلى حدود 0.0101341 % كحد أقصى في الفترة الأخيرة التي تلي الصدمة.

- أما تقدير الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية ضمن المقاربة اللاخطية باستخدام نموذج MSVAR بين بأنه ضمن النظام الأول (الرواج) سيكون لصدمة إيجابية واحدة في الإنفاق الحكومي مقدرة بـــ 1 % (أو بدينار جزائري) أثر معنوي إيجابي على الناتج المحلي الإجمالي في المدى القصير فقط و بمضاعف صغير جدا يكاد يكون معدوما بلغ 0.0025%، ليتناقص هذا التأثير إلى أن ينعدم بعد سنة ونصف (الربع السادس) أما في المدى المتوسط و الطويل فسيتولد تأثير سلبي. أما في النظام الثاني (ركود) ستؤدي صدمة في الإنفاق الحكومي إلى ارتفاع في الناتج بنسبة 0.054% بعد ثلاثة سنوات و 0.15% بعد خمس سنوات. ومنه نستنتج بأن **تأثير الإنفاق الحكومي في فترات الركود هو أقوى من تأثيره في فترات الرواج**. كما سيكون لصدمة إيجابية واحدة في الإيرادات العمومية مقدرة بـــ 1 % (أو بدينار جزائري) أثر معنوي إيجابي على الناتج المحلي الإجمالي و بمضاعف صغير جدا بلغ 0.0094% بعد خمس سنوات وهذا ضمن النظام الأول (الرواج). أما في النظام الثاني (ركود) ستؤدي صدمة في الإيرادات العمومية إلى ارتفاع في الناتج بنسبة 0.054% بعد ثلاثة سنوات و 0.094% بعد خمس سنوات. **ومنه نستنتج بأن تأثير الإيرادات العمومية في فترات الركود هو أقوى من تأثيرها في فترات الرواج**. و بالمقارنة ما بين هذه النتائج أيضا، يتضح بأن أثر الإيرادات العمومية هو أقوى من أثر الإنفاق الحكومي في حالات الرواج، والعكس صحيح في حالات الركود وعلى المدى الطويل فقط. كما تظهر **أدوات السياسة المالية بالجزائر بمضاعفاتها فعالة في فترات الركود أكثر منها في فترات الرواج، مؤكدة بذلك فرضية البحث الثانية المتعلقة بعدم تماثل آثار السياسة المالية**. من جهة أخرى، اتضح بأن **صناع قرار السياسة المالية يتفاعلون بنسق ضد كينـــزي** (anti keynésienne) مساير لاتجاه الدورة الاقتصادية (procyclique) إذ أنهم يرفعون من الإنفاق و الإيرادات في حالة الرواج (النظام الأول) و العكس في حالة الركود (النظام الثاني)ن وهذا ما يتوافق مع فرضية البحث الأولى.

- أما فيما يتعلق بقياس مدى القدرة على استدامة تحمل عجز الموازنة و الدين العام بالجزائر فقد أسفرت نتائج المقاربة الخطية المتعلقة بإجراء اختبارات الاستقرارية الكلاسيكية و الاستقرارية مع تحول هيكلي بأن كلا من رصيد الموازنة D، الدين العام B، الإيرادات العامة T و النفقات العامة G غير مستقرة عند المستوى (قيمها الأصلية) بل هي متكاملة من الدرجة الأولى I (1) عند مستوى معنوية 5%، أي أنه لا يمكن استدامة تحمل العجز الموازني و الدين العام من منظور B.Trehan و C.E.Walsh (1988). فيحين تم قبول وجود علاقة تكامل متزامن مابين الإيرادات العامة و النفقات العامة بالجزائر، و بالتالي إمكانية القدرة على استدامة تحمّل العجز الموازني وهذا من منظور Rush و Hakkio (1991). غير أن تقدير معامل التكامل المتزامن كشف عن وجود قدرة ضعيفة على استدامة تحمل العجز الموازني بالجزائر حسب منظور Quintos (1995). ومن أجل تأكيد هذه النتيجة لجأنا إلى حساب المرونة الدخلية لـــ Musgrave، وذلك بمقارنة مرونة كل من النفقات العامة و الإيرادات، ليتضح لنا بأن الإنفاق الحكومي

بالجزائر يزداد بمعدلات نمو تفوق معدلات نمو الإيرادات، أي أن الحكومات تميل إلى إنفاق يفوق مداخيلها على المدى الطويل، مما يدعم وجود قدرة ضعيفة على استدامة تحمل العجز الموازني بالجزائر على المدى الطويل.

- ولأجل شرح دقيق و أكثر وضوحا لهذه الوضعية استخدمنا المقاربة اللاخطية معتمدين في ذلك على نمذجتين للظاهرة المدروسة: النماذج TAR و النماذج STAR. فضمن النمذجة TAR و بالاعتماد على طريقة Caner و Hansen (2001)، اتضح وجود أثر عتبة بعجز الموازنة الجزائري و الدين العام (سلوك لاخطي)، إذ أن هناك لاتماثل في عملية التعديل، أين تتدخل الحكومات للحد من العجز و تفاقم الدين فقط عندما يفوق هذا الأخير عتبة معينة، حيث سينتقل هذان الأخيران من نظام إلى آخر تبعا لقيمة متغير الانتقال المتمثل في تغير عجز الموازنة ما بين الفصل السابق و الفصول الست التي سبقته (سنة و نصف تقريبا) بالنسبة لعجز الموازنة و تغير الدين العام ما بين الفصل السابق و الفصول العشرة التي سبقته (سنتين و نصف تقريبا) بالنسبة للدين العام. و قدرت قيمة عتبة متغير الانتقال بـــ 5.38 % بالنسبة لعجز الموازنة و 25.5 % بالنسبة للدين العام، و تتوافق هذه النتائج مع فرضية البحث الثالثة. و بإجراء اختبار الاستقرارية على نموذج TAR المقدر لكل متغير، اتضح لنا أن السيرورة الكلية لكل من عجز الموازنة و الدين العام بالجزائر غير مستقرة و بالتالي عدم إمكانية استدامة تحملهما. فيحين أن اختبار استقرارية كل نظام على حدى (الجذور الوحدية الجزئية) بين لنا إمكانية استدامة تحمل عجز الموازنة و الدين العام عند قيم أصغر من قيمة العتبة، و عدم استدامة تحمل عجز الموازنة و الدين العام عند قيم تفوق قيمة العتبة.

- أما ضمن النمذجة STAR و بالاعتماد على طريقة Teräsvirta (1994) و Franses و van Dijk (2003)، قمنا بدمج بعض متغيرات الانتقال الأخرى كمتغيرات خارجية أخرى يمليها الواقع الاقتصادي و النظرية الاقتصادية، كتبعية السياسة المالية بالاقتصاد الجزائري لسعر البترول، و أيضا توجهات الإنفاق العام للحكومات، بالإضافة إلى تأخرات المتغير التابع. وقد اتضح لنا بأن العجز الموازني و الدين العام بالجزائر يتبعان سيرورة لاخطية (وجود أثر عتبة) على شكل نموذج منطقي (LSTR) بعتبة واحدة، و ذلك تبعا للتغيرات نصف السنوية في سعر البترول بالنسبة لعجز الموازنة، و قيمة الدين العام لخمس فصول سابقة بالنسبة للدين العام. مما يدل على قبول فرضية الإدارة النشطة للدين العام، و على أن سلوك العجز الموازني و الدين العام يتغيران من نظام إلى آخر حسب وضعية المالية العامة للدولة، كما أن الصدمات الإيجابية و السلبية في رصيد ميزانية الحكومة و الدين العام غير متماثلة. و قد قدرت قيمة عتبة متغير الانتقال بـــ56.83 دولار للبرميل بالنسبة لعجز الموازنة و 137.06 % بالنسبة للدين العام، إذ يتم الانتقال من نظام إلى آخر بسرعة 19.43 بالنسبة للدين العام و بسرعة 11.37 بالنسبة لعجز الموازنة، وهو تعديل سريع نوعا ما يدل على وجود تسيير نشط لصناع القرار للدين العام و عجز الموازنة متى ابتعد هذان الأخيران عن قيمهما التوازنية. هذا و قد أكد اختبار KSS للاستقرارية اللاخطية أن السلاسل الزمنية الخاصة بالدين العام و عجز الموازنة غير مستقرة، وبالتالي لا يمكن استدامة تحملهما على المدى الطويل.

وعلى نهج Candelon و Lieb (2011)، لا يفوتنا بأن نشير إلى أنه يجب أخذ كل نتائج هذه الدراسة المذكورة أعلاه باحتراس، وعدم اعتبارها كتفويض مطلق للسياسيين صناع القرار. و بين حقائق الواقع و الخطاب السياسي، نرى ضرورة وجود نقاش حر حول رسم السياسات المالية و الاقتصادية للبلاد.

التوصيات:

من أجل معالجة الإختلالات السابقة، إرتأينا إبداء بعض الإقتراحات التي يمكن من خلالها للسياسة المالية أن تلعب دورا في التنمية الاقتصادية و دعم النمو، إذ ينبغي على السلطات العامة مراعاة الجوانب التالية:

- فيما يخص سياسة الإنفاق العام يجب:

- إعادة توجيه الإنفاق العام من خلال الاهتمام بالمجالات التي تشجع نمو الإنتاجية و تمكن من تحسين كفاءة الإنتفاع من الطاقة الإنتاجية الموجودة.
- القيام بمراجعة شاملة للنفقات المخصصة للدعم بأشكاله كافة، والذي يستهلك جانبا كبيرا من الإنفاق العام حاليا، حيث لا يحقق الهيكل الأساسي للدعم الحالي ولا طريقة توزيعه الأهداف الأساسية التي تسعى الدولة إلى تحقيقها من الدعم كسياسة لرفع مستويات الرفاه للفرد، حيث يقدم الدعم في معظم أشكاله لجميع المستهلكين بغض النظر عن مستويات دخولهم أو درجة استحقاقهم للدعم المقدم من قبل الدولة، وهو ما يخل بمبدأ العدالة في توزيع الإنفاق على الدعم بين مختلف الفئات الدخيلة في المجتمع.
- ترشيد الانفاق العام بصورة عامة، وترشيد نفقات التمثيل الخارجي والدبلوماسي والبرلماني، والحد من الانفاق العام الترفي وغير الضروري، ومن ناحية أخرى عدم تجاوز نمو النفقات نمو الإيرادات إلا في الحالات الحتمية.
- الإهتمام بعلاج مصادر انخفاض الإنتاجية في القطاع العمومي و ذلك بإقامة نظام محفز للكفاءات مع ترشيد سياسة التوظيف.
- استغلال الراحة المالية التي يترجمها ارتفاع احتياطي الصرف في توجيه السياسة المالية إلى تنشيط و تحفيز العرض الكلي وذلك من خلال رفع قدرات الإنتاج الوطنية في مختلف القطاعات،
- تشجيع الاستثمار الحكومي المنتج و إخضاع المشاريع لمعايير المردودية الاقتصادية.
- توجيه الاستثمارات نحو القطاعات غير النفطية، وتشجيع تكوين المؤسسات الصغيرة والمتوسطة بتبسيط إجراءات التكوين بشكل يزيد من مساهمتها في الناتج المحلي الخام.
- الإهتمام بعمليات تشغيل و صيانة الاستثمارات من أجل تفادي انخفاض مستويات الفعالية و تدهور رأس المال المادي.
- الحد من زيادة الإنفاق الحكومي على بند الرواتب و الأجور للحد من الضغوط التضخمية و ذلك بتخفيض عدد العاملين في الجهاز الإداري الحكومي.
- تعميق التعاون ما بين القطاع الخاص و العام و التوسع في إقامة المشروعات المشتركة بينهما، وتشجيع القطاع الخاص و توجيهه بما يتفق مع أولويات التنمية الاقتصادية و خاصة في مجال الإنتاج السلعي كثيف الاستخدام لعنصر العمل.
- وضع برامج لتحديث و إصلاح الإدارة العامة من أجل زيادة فعالية الاستثمار العام، حيث يسمح هذا الإجراء بزيادة درجة تنفيذ الإنفاق الحكومي الاستثماري.
- خفض الميل الحدي للاستيراد باستخدام السياسة المالية و التجارية، وبإزالة العقبات التي تحول دون تمتع الجهاز الإنتاجي بالجزائر بالمرونة اللازمة وذلك من خلال تطوير الأسواق المالية و النقدية.

➢ أما فيما يتعلق بالسياسة الضريبية فيجب:

- رد الإعتبار للجباية العادية ضمن مجموع الإيرادات و ذلك بتوسيع الأوعية الضريبية و تخفيض المعدلات بما يعمل على زيادة المردودية المالية.
- تحسين الموارد البشرية والتقنية لإدارة الضرائب، مع إصلاح إدارة الجمارك وربطها بإدارة الضرائب باستعمال تقنيات الإعلام الآلي للتقليل من محاولات الغش و التهرب الضريبي.
- العمل بجدية نحو نشر الوعي الضريبي بين أفراد المجتمع وذلك بالتنسيق مع الجهات المختصة.

- تعزيز مصداقية النظام الضريبي باستقراره، لكي يسمح للمستثمرين باتخاذ قراراتهم المتعلقة بالتمويل و الاستثمار على المدى الطويل.
- إعادة صياغة السلم المتصاعد الخاص بالضريبة على الدخل الإجمالي بشكل يقترب من العدالة الضريبية.
- إعادة النظر في تنظيم نظام الاقتطاع من المصدر و توسيع مجال تطبيقه، فمع أهميته في محاربة التهرب الضريبي إلا أن اقتصاره على بعض المداخيل يطرح إشكالاً حول مدى عدالته. كما أنه يشكل ضغطاً على سيولة المكلف، إذ لا يراعي الوضعية المالية للمكلف المعني، كما أن مواعيد استحقاقه متقدمة جداً ولا ينتظر إلى نهاية السنة.
- خلق الشروط الجبائية الملائمة لتحقيق التوازن الخارجي عن طريق تنويع الصادرات.
- توجيه الضريبة لإعادة توزيع المداخيل بشكل عادل، و العمل على حماية القوة الشرائية للعملة بدفع الضريبة لكي تكون عاملا من عوامل التحكم في التضخم.
- إعادة النظر في سياسة الإعفاءات الضريبية والجمركية والتأكد من عدم إقرار إعفاء دون أن يكون له مبرراته المالية والاقتصادية والاجتماعية القوية، خاصة في ظل الوضع الحالي لموازنة الدولة.
- إخضاع السلطة التنفيذية لرقابة السلطة التشريعية فيما يتعلق بالتصرف في الموارد المالية العامة، إذ يجب العمل على ضمان عدم التداخل والازدواجية بين السلطتين ومهامهما.

➢ في حين لابد على السلطات، في سياستها الائتمانية من:

- تعزيز دور الوساطة المالية لتسهيل نمو القطاع الحقيقي وهذا بالإسراع في تطبيق الإصلاحات المالية.
- تبني مزيد من إجراءات التحرير خاصة فيما يتعلق بخوصصة البنوك العمومية وفتح رأسمالها أمام الخواص، وتسهيل إعتماد البنوك الأجنبية.
- تعزيز قدرة الحكومة والبنك المركزي في الإشراف على القطاع المالي تجنبا للأزمات البنكية.
- تشجيع إنشاء بنوك متخصصة في تمويل الإستثمارات الطويلة الأجل، تعوّض ضعف إلتزام البنوك العامة والخاصة في هذا المجال.
- إنشاء سوق مالي وتطوير مؤسسات الإدخار التعاقدي حتى تساهم بدرجة كبيرة في تراكم الموارد القابلة للاستثمار.
- ضرورة التنسيق بين البنك المركزي ووزارة المالية في تحديد الأهداف النقدية، وأن يتولى البنك المركزي صياغة واختيار الأدوات المناسبة لتنفيذ هذه السياسة.

وأخيرا نرى بأن إنفاقا عاما أكثر رشدا، واقتطاعا عاما أكثر جدوى، وتجارة خارجية أكبر ربحا، وسياسة نقدية أكثر فعالية، وموازنة عامة أكثر شفافية، من شأنها مجتمعة أن تحقق التوازن الاقتصادي عند معدلات أعلى لنمو الدخل الوطني.

آفـــاق الدراسة:

بعد عرض أهم النتائج المتوصل إليها و التوصيات المقدمة بخصوص هذه الدراسة، تثار أمامنا تساؤلات أخرى لها علاقة وثيقة بالموضوع. غير أن إطار الدراسة لم يسمح بتناولها بإسهاب، إذ بإمكانها أن تكون مفاتيح لبحوث مستقبلية أخرى. و يمكن ذكر على سبيل المثال لا الحصر المواضيع التالية:

- تحديد السياسة المالية المثالية ضمن نماذج النمو الداخلي النشأة مع إدراج الأخطار التميزية باستعمال سلاسل ماركوف (Markov).
- تحديد السياسة المالية المثالية ضمن التكتلات الاقتصادية و النقدية.

- دراسة ترشيد الخيارات العمومية للدولة باستخدام البرمجة بالأهداف (Goal Programming).
- مصداقية السياسات المالية و تأثيرها على سلوك المستهلك.
- التمويل النقدي لعجز الموازنة و آثاره الحقيقية و النقدية.
- الدراسة التحليلية و القياسية للوساطة المالية العمومية.
- التحقق من أثر التنسيق بين السياستين المالية و النقدية على الأهداف الاقتصادية.

X) المراجـــــع:

- دراوسي مسعود (2005):"السياسة المالية و دورها في تحقيق التوازن الاقتصادي، حالة الجزائر 1990-2004". أطروحة دكتوراه دولة. غير منشورة. كلية العلوم الاقتصادية و التسيير.جامعة الجزائر.
- وليد عبد الحميد عايب (2009) :"الآثار الاقتصادية الكلية لسياسة الإنفاق الحكومي: دراسة تطبيقية قياسية لنماذج التنمية الاقتصادية". أطروحة دكتوراه دولة منشورة. كلية الاقتصاد، جامعة دمشق، سوريا.

- Afonso, A., and Sousa, R. M. (2009 b), "The macroeconomic effects of fiscal policy", ECB Working Paper Nº. 991.
- Afonso, A.; Sousa, R. M. (2009 a), "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Portugal: a Bayesian SVAR Analysis", School of Economics and Management. TECHNICAL UNIVERSITY OF LISBON. Working Paper Nº.09
- Agenor, P.R., and Montiel, P., (1996): "*Development Macroeconomics*", Princeton University Presse. Princeton . New jersey. Citè par: Ayadi, E., (2004): art.citè. P: 22.
- Alesina, A. and Perotti, R., (1995): "Fiscal Expansion and Adjustment in OCDE Countries", *Economic Policy*, Vol.10, N.2, pp (205-248).
- Alesina, A., Ardagna, S., Perotti, R., Schiantarelli, F. (2002), "Fiscal Policy, profits and investment", *American Economic Review*, vol. 92, no. 3, (571-589).
- Arestis.P, Cipollini.A, and Fattouh.B, (2003) : Threshold Effects in the US Budget Deficit ".*CEIS Tor Vergata - Research Paper Series*, Vol. 6, No. 18.
- Arthus, P., (1996):" *Déficits Publics : Théorie et Pratique*", Economica, Paris.
- Auerbach, Alan, and Yuriy Gorodnichenko. (2010): « Measuring the Output Responses to Fiscal Policy." NBER Working Paper No. 16311.
- Ayadi, E., (2004): " Analyse de Soutenabilité de la Politique Budgétaire en Tunisie", ERED-FEMISE, Recherche N° : FEM 21-39. P: 22.
- Bahmani, Sahar, (2007) "Do budget deficits follow a linear or non-linear path?." *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 14 pp. 1-9
- Bajo-Rubio ,O , C. Diaz-Roldan, and V.Esteve (2004) : "Searching for threshold effects in the evolution of budget deficits: an application to the Spanish case".*Economics Letters* .vol.82 . pp. 239–243.
- Barro Robert J. (1974): « Are Government Bonds Net Wealth », *Journal of Political Economy*, Vol. 82, nov-dec, pp. 1095-1117.
- Baum and Gerrit B. Koester (2011):" The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle – evidence from a threshold VAR analysis". Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series 1: Economic Studies. No 03/2011.
- Bertola G. and A. Drazen, (1993): « Trigger points and budgets cuts: explaining the effects of fiscal austerity », *American Economic Review*, Vol .83, N. 1, pp11-26.
- BIAU, O.; GIRARD, E. (2005), "Politique budgétaire et dynamique économique en France: l'approche VAR structurel.", *Économie et Prévision*, 169–171, (1–24).
- Blanchard O. (1990) :"*Comment on "Can severe fiscal contractions be expansionary?"* , NBER Macroeconomics Annual 1990, ed. by Blanchard O., and Fischer S., MIT press, Cambridge, MA.

- Blanchard, O., Chouraqui, J.C., Hagemam, R., et Sartor, R, N., (1990) : " La soutenabilité de la Politique Budgétaire: Nouvelles Réponses aux Question Ancienne ", *Revue Economique de l'OCDE*, N° 15.P : 11.
- Blanchard, O.; Perotti, R. (2002), "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), (1329-1368).
- Bohn H. (1998), "The Behaviour of US Public Debt and Deficits", *Quarterly Journal of Economics*, n°113, pp.949-964.
- Bohn, H., (1995): "The Sustainability of Budget Deficit in a Stochastic Economy ", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.27, N.1, (257 – 271).
- Bouthevillain and G. Dufrénot (2010): "Are The Effects Of Fiscal Changes Different In Times Of Crisis And Non-Crisis? The French Case ». Banque de France. Working Papers N° 286.
- Caldara.d and Kamps .c (2008) :" What Are The Effects Of Fiscal Policy Shocks? A Var-Based Comparative Analysis". ECB Working Paper Nº. 877.
- Candelon Bertrand & Lieb Lenard,(2011): "Fiscal Policy in Good and Bad Times," Research Memoranda 001, Maastricht : METEOR, Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization.
- Chortareas Georgios & George Kapetanios & Merih Uctum, (2008): "Nonlinear Alternatives to Unit Root Tests and Public Finances Sustainability: Some Evidence from Latin American and Caribbean Countries," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 70(5), pp 645-663.
- Cipollini, A., (2001) "Testing for Government Intertemporal Solvency: A Smooth Transition Error Correction Model Approach," *The Manchester School*, vol.69, pp.643-655.
- Considine and Gallagher (2008) : « UK Debt Sustainability: Some Nonlinear Evidence and Theoretical Implications". *The Manchester School* .Vol 76. Nº. 3. pp 320–335.
- Creel, J., Ducoudre, B., Mathieu, C. Et Sterdyniak, H. (2005), « Doit-on oublier la politique budgétaire? Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques », *Revue de l'OFCE 92,*pp 43-97.
- Creel, J., et Sterdyniak, H., (1995):"Les Déficits Publics en Europe:Causes, Conséquences ou Revendes à la Crise", *Revue de l'OFCE*, N.54. (57-100).
- De Castro Fernández, F.; Hernández De Cos, P. (2006), "The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach", ECB Working Paper Nº. 647.
- Domar, E.D., (1944):" The Burden Debt and the National Income", *American Economic Review*, Vol.34, N.4, (798-827).
- Edelberg, W., M. Eichenbaum, and J.D.M. Fisher (1999)." Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases". *Review of Economic Dynamics* 2 (1): (166.206).
- Eichenbaum, M., and J.D.M. Fisher (2005)." Fiscal Policy in the Aftermath of 9/11". *Journal of Money, Credit and Banking* 37 (1): (1-22).
- Fatás, A., and I. Mihov (2001)." The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence". CEPR Discussion Paper 2760. London.
- Favero, C., (2002). "How do European monetary and fiscal authorities behave?". CEPR Discussion Paper Series No.3426
- Fazzari, James Morley and Irina Panovska (2011):" Fiscal Policy Asymmetries: A Threshold Vector Autoregression Approach ». Meetings of the Midwest Econometrics Group. October 6-7, 2011. The Booth of School of Business at the University of Chicago.
- Feldstein, M., (1981): "Government Deficits and Aggregate Demand", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, N.1, pp (1-20).
- Feve, P. and P.-Y. Henin, (2000) "Assessing Effective Sustainability of Fiscal Policy Within the G-7", *Oxford Bulleting of Economics and Statistics*, vol.62, pp.175-195.
- Fumihide Takeuchi (2010):" US external debt sustainability revisited: Bayesian analysis of extended Markov switching unit root test ». *Japan and the World Economy*. vol 22 .pp 98–106.
- Giavazzi F, Jappelli T, Pagano M (2000) :"Searching for Non-Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries." European Economic Review .vol.44. pp.1259–1289.

- Giavazzi F., Pagano M. (1990): "*Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries*". NBER Macroeconomics Annual, MIT press, Cambridge, MA,pp 95-122.
- Giavazzi, F., and Pagano, M., (1995):"Non Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience ", CEPR, Discussion paper n° 1284.
- Giordano, R.; Momigliano, S.; Neri, S.; Perotti, R. (2007), "The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model", *European Journal of Political Economy*, 23, (707-733)
- Guillard, M., (2004): "Déficits et dette publics". EEPEF. Université d'Evry
- H¨oppner, F. and K. Wesche (2000): "Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov-Switching Approach", *Bonn Econ Discussion Papers*, No. 9, University of Bonn, Bonn. Germany
- Hakkio, C., and Rush, S.M., (1991): "Is the Budget Deficit Too Large? ", *Economic Inquiry*, Vol.29, pp.429 – 445.
- Hakkio, C., and Rush, S.M., (1991): "Is the Budget Deficit Too Large? ", *Economic Inquiry*, Vol. 29, (429 – 445).
- Hamilton, J., and Flavin, D.M., (1986): " On the Limitation of Government Browing: Framework for Empirical Testing ", *Journal of Economic Review*, vol .76, N.4, (808 – 819).
- Hamilton, J., and Flavin, D.M., (1986): " On the Limitation of Government Browing: Framework for Empirical Testing ", *Journal of Economic Review*, vol.76, N.4, pp.808 – 819.
- Hansen, L.P., and Sargent, T.J., (1980): "Formulating and Estimating Dynamic Rational Expectations Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.2, N.1, (7-46).
- Hemming.R , M. Kell , and S. Mahfouz (2002) : « The effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity – a review of literature- », *IMF Working Paper*.02/08.
- Hénin P-Y. (1997), "Soutenabilité des déficits et ajustements budgétaires", *Revue économique*, vol. 48, n°3, pp. 371-395.
- Heppke-Falk, K.H.; Tenhofen, J.; Wolff, G. B. (2006), "The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis", Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Nº. 41.
- Jondeau, E., (1992) : "La Soutenabilité de la Politique Budgétaire ", *Economie et Prévision*, N.104, (1-17).
- Kamps Christophe (2006): « Are the effects of fiscal policy really nonlinear? A note ». Empirica. vol. 33. pp.113–125.
- Kremers, J.M. (1988). "Long-Run Limits on the US Federal Debt," *Economics Letters*.vol.28, pp.259-262.
- Landry.B,(2010) : «Les Effets Non Linéaires Des Déficits Budgétaires Sur L'activité Economique En CEMAC» , MPRA Paper No:24524, P:6.
- Liyong Wang, Wei Gao (2011) : « Nonlinear Effects of Fiscal Policy on Private Consumption: Evidence from China" *China & World Economy*, Vol. 19, No. 2, pp. 60-76.
- Martin, G.M., (2000) : "US deficit sustainability: a new approach on multiple endogenous breaks". *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 15, pp.83–105.
- Mountford, A. and H. Uhlig (2005). "What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?". SFB 649 Discussion Paper 2005-039. Humboldt University, Berlin.
- Ono, Hiroshi(2008) 'Searching for nonlinear effects and fiscal sustainability in G-7 countries', *Applied*
- Payne And Mohammadi (2006) : « Are Adjustments in the U.S. Budget Deficit Asymmetric? Another Look at Sustainability". *Atlantic Economic Journal*. vol 34. pp15–22.
- Peren Arin and Nicola Spagnolo :(2011) : « Short-term growth effects of fiscal policy revisited: A Markov-switching approach". *Economics Letters*. Vol. 110, pp. 278–281.
- Perotti, R. (2005)." Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries". CEPR Discussion Paper 168. Center for Economic Policy Research, London.
- Pommier, S. (2003) : « Les politiques budgétaires face aux contraintes de discipline dans l'Union Monétaire européenne », *SESAME 13èmes journées*.
- Prager, J.C., (2002):"*La Politique Economique d'Aujourd'hui*». Ellipses. Paris. P : 260.

- Quintos C.E., (1995):" Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts", *Journal of Business and Economy Statistics*, vol.13, pp.409-417.
- Ramey, V.A., and M.D. Shapiro (1998). "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 48 (June): (145.194).
- Ravnik Rafael And Ivan Žilić (2011) : « The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia ». *Financial Theory And Practice*. Vol 35 , Nº 1. pp (25-58).
- Sarno, L. (2001):"The Behavior of U.S. Public Debt: A Non-Linear Perspective." *Economics Letters*. vol.74, pp. 119−125.
- Schalck, Christophe, (2007) "Effects of Fiscal Policies in Four European Countries: A Non-linear Structural VAR Approach." *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 22. pp. 1-7
- Sims, C.A. (1980)." Macroeconomics and Reality". Econometrica . 48 (1): (1.48).
- Siwińska, J. Piotr, B. (2003):"Short-run Macroeconomic Effects of Discretionary Fiscal Policy Changes". *Studies & Analyses .No. 261*. Center for Social and Economic Research. Warsaw. Poland. P: 10.
- Solow, R. M. (2002), « Peut-on recourir à la politique budgétaire ? Est-ce souhaitable ? », Conférence présidentielle prononcée au XIIIe Congrès mondial de l'Association internationale des sciences économiques, Lisbonne, Portugal, septembre 2002.
- Sutherland, A., (1995): «Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy? », *Journal of Public Economics* .Vol 65, N. 2, pp 147–162.
- Tagkalakis, A. (2008). "The effects of fiscal policy on consumption in recessions and expansions," Journal of Public Economics, vol. 92(5-6), pp.1486-1508,
- Trehan, B., and Walsh, C.E., (1988): "Common Trends, Inter-Temporal Budget Balance and Revenues Smoothing ", J*ournal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, N.3, pp.425-444.
- Trehan, B., and Walsh, C.E., (1988): "Common Trends, Inter-Temporal Budget Balance and Revenues Smoothing ", J*ournal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, N.3, (425-444).
- Uctum, M., and Wickens, M.R., (2000): " Debt and Deficit Ceilings, and Sustainability of Fiscal Policies: an Inter-Temporal Analysis ", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 62, N.2, pp.197- 221.
- Uctum, M., and Wickens, M.R., (2000): " Debt and Deficit Ceilings, and Sustainability of Fiscal Policies: an Inter-Temporal Analysis ", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 62, N.2, (197- 221).
- Uhlig, H. (2005)." What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure". Journal of Monetary Economics. 52 (2): (381.419).
- Vasco J. Gabriel and Pataaree Sangduan (2010): « Assessing fiscal sustainability subject to policy changes: a Markov switching cointegration approach ». Discussion Papers in Economics N^{o} 309. Department of Economics University of Surrey.Guildford. UK.
- Wickens, M.R., and Uctum, M., (1993): " The Sustainability of Current Account Deficits: a Test of the U.S Inter-temporal Budget Constraint", *Journal of Economic Dynamics and Control* .Vol.17, N.3, (423 – 441).
- Wilcox, D., (1989): "The Sustainability of Government Deficits Implication of the Present Value Browing Constraint ", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.21, N.3, pp.291-306.
- Wilcox, D., (1989): "The Sustainability of Government Deficits Implication of the Present Value Browing Constraint ", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.21, N.3, (291-306).
- Yilanci and Özcan (2008) : « External Debt Sustainability of Turkey: A Nonlinear Approach". *International Research Journal of Finance and Economics.* Issue 20. pp91-98.

XI) حصيلة الأعمال و النشاطات العلمية التي قام بها فريق البحث

1-الأستاذ الدكتور: بوهنة علي

2-الدكتور: شيبي عبد الرحيم

- **مناقشة رسالة الدكتوراه بتاريخ أفريل 2013.**
- **الملتقيات الدولية:**

➢ ورقة بحثية بعنوان:" Natural Resource Abundance and Structural Change: The Dutch Disease in Algeria" مقدمة في إطار الملتقى الدولي 19 لمنتدى البحوث الاقتصادية (ERF)، بالكويت– الكويت- أيام 3 - 5 مارس 2013. (بالاشتراك مع: شكوري سيدي محمد، بن بوزيان محمد).(انظر الملحق)

➢ ورقة بحثية بعنوان:" استدامة تحمل عجز الموازنة بالجزائر: حقائق تجريبية لاخطية باستخدام نماذج STAR " مقدمة في إطار المؤتمر الدولي الأول حول: "تقييم آثار برامج الاستثمارات العامة وانعكاساتها على التشغيل و الإستثمار والنمو الاقتصادي 2001 -2014"، يومي 11 و 12 مارس 2013. جامعة فرحات عباس، سطيف، الجزائر. (بالاشتراك مع: شكوري سيدي محمد).(مستل من مشروع البحث)

➢ ورقة بحثية بعنوان:" The Impact Of Fiscal Policy On Economic Activity Over The Business Cycle: An Empirical Investigation In The Case Of Algeria". مقدمة في إطار ورشة تدريبية خاصة بمنتدى البحوث الاقتصادية (ERF)، دبي– الإمارات العربية المتحدة- أيام 28 - 30 سبتمبر 2013. (مستل من مشروع البحث)

- **الملتقيات الوطنية:**

➢ ورقة بحثية بعنوان: " استخدام النمذجة اللاخطية في التحليل الكمي لتفسير الظواهر الاقتصادية" مقدمة في إطار الملتقى الوطني الأول حول استخدام التحليل الكمي في اتخاذ القرارات الإدارية، المنظم بجامعة ابن خلدون بتيارت- الجزائر، يومي 16 و 17 أفريل 2013. (بالاشتراك مع: شكوري سيدي محمد). (مستل من مشروع البحث)

➢ ورقة بحثية بعنوان: " تطور القطاع المالي و النمو الاقتصادي: دراسة حالة الجزائر " مقدمة في إطار الملتقى الوطني الأول حول الوساطة المالية في الجزائر مقاربات جديدة و قواعد جديدة، المنظم بجامعة مستغانم- الجزائر، يومي 29 و 30 أفريل 2013. (بالاشتراك مع: شكوري سيدي محمد).

- **المنشورات:**

➢ مقال بعنوان:" العدالة، التنمية المستدامة والبيئة المؤسساتية في البلدان الغنية بالبترول :دراسة حالة الجزائر". منشور بمجلة التنمية و السياسات الاقتصادية، المجلد 150 ، العدد 02 ، جوان 2013، المعهد العربي للتخطيط بالكويت. (بالاشتراك مع: شكوري سيدي محمد). (انظر الملحق)

3-الأستاذ: جلطي غانم