Munich Personal RePEc Archive

Effects of Budget Deficit on Private Savings in Moroccan Economy using SVAR Modeling

Ghassan, Hassan B.

Sidi Mohamed Ben Abdullah University

2 October 2003

Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/80645/
MPRA Paper No. 80645, posted 08 Aug 2017 08:09 UTC

آثار عجز الميزانية على الإدخار الخاص في الإقتصاد المغربي عبر نمذجة SVAR

أ.د. حسن بن بلقاسم غصان ♦

ملخص

يهدف البحث إلى تقدير نموذج متجهة التقهقر البنيوي SVAR الذي يربط بين نسبة عجز الميزانية الإجمالي ونسبة الإدخار الوطني، وذلك قصد اختبار فرضية مكافئة Ricardo باستعمال قاعدة معلومات للإقتصاد المغربي. في إطار هذا النموذج يمكن فصل حركية الإدخار وحركية عجز الميزانية إلى نوعين من الصدمات المرتبطة بالمعاملات البنيوية للمتغيرتين. لم نوظف معوقات المدى القريب والمدى البعيد بالشكل التقليدي، بل تم تأسيس علاقة بين معاملات المدى القريب و تفادي معوقات المدى البعيد، مما يمثل مساهمة منهجية تزيد من فعالية تقدير المعاملات البنيوية. لقد تم إبراز آليات التثبيت الذاتي بشكل غير-مباشر. وتشير نتائج البحث إلى أن مكافئة Ricardo تم اختبارها ايجابيا، بحيث أن الإدخار الخاصّ يعوّض نسبة كبيرة من عجز ميزانية الحكومة تصل إلى 90٪. مما يدل على أن العجوز الكبيرة في الميزانية، الممولة خصوصا بالدين، قد كانت عاملا مهما وراء الزّيادة الهامّة في أسعار الفائدة الحقيقية.

1. مقدمة

شهدت العقود الثلاثة الأخيرة عدة تغيرات هامة في نسب الإستثمار والإدخار إلى الناتج الداخلي الإجمالي سواء في القطاع العام أو القطاع الخاص (غصان، 2003). كما أن نسبة الإدخار العمومي، الذي يقاس بالرصيد العادي لميزانية الدولة، تتبع بشكل عام نسبة الإدخار الوطني. إذا كانت نسبة الإدخار قد عرفت في المتوسط منذ بداية عقد الثمانينات اتجاها نحو الإرتفاع فإن نسبة الإستثمار على عكس ذلك سجلت في المتوسط اتجاها نحو الإنخفاض[1]. وهذا غالبا ما يكون ناتجا عن الفائدة الحقيقية المرتفعة والتي عرفت تصاعدا في متوسط أسعارها، اعتبارا لتفاعلات عرض وطلب رؤوس الأموال وللعوامل الإنتاجية التي تفسر أيضا مسارات نسب الإستثمار والإدخار واعتبارا أيضا للسياسة المالية للحكومة من جانب الجباية ومن جانب النفقة.

من الملاحظ أن هذه السلاسل الزمنية تتضمن عدة مفارقات والتي يمكن إبرازها عبر التحليل القياسي. منها على وجه الخصوص خلال العقدين الأخيرين أن تطور نسب الإدخار الوطني له اتجاه عام نحو الإرتفاع يشبه تطور الإدخار الحكومي، في حين تتجه نسب الإستثمار إلى الإنخفاض مع تباين أكبر مقارنة مع نسب الإدخار. يمكن أن نعزو هذه المفارقات، التي تؤثر بشكل مباشر في وتيرة النمو الإقتصادي، إلى مستويات الفائدة البنكية المرتفعة وإلى تقليص دور الحكومة في النشاط الإستثماري الإنتاجي واقتصار الدولة -بعد التجربة الفاشلة لتمويل النشاط الإقتصادي عبر المديونية الخارجية- على أدوار تنظيمية وتحكيمية إلى حد ما وتوفير الشروط القانونية والإجرائية لأعمال القطاع الخاص الوطني أو الأجنبي.

في هذه الورقة نمحص فرضية مكافئة Ricardo، ثم نقوم باختبارها على سبيل المثال في الإقتصاد المغربي خلال فترة زمنية طويلة تشمل الثلاثة عقود الأخيرة وذلك عبر أدوات إحصائية وقياسية حديثة. ولإستيعاب مختلف التفاعلات نستعمل النموذج البنيوي SVAR المزدوج مع متغيرتين وهما نسبة الإدخار الوطني ونسبة عجز ميزانية الحكومة. تمكن هذه المنهجية من فصل حركية الإدخار وحركية العجز إلى نمطين من الصدمات كل منها يرتبط بمعاملات النموذج البنيوي.

♦ أستاذ التعليم العالي المساعد بكلية العلوم القانونية والإقتصادية والإجتماعية - فاس المغرب، أستاذ محاضر سابق في المدرسة الوطنية العليا للعلوم الهندسية الزراعية التطبيقية Dijon-ENSSAA فرنسا. Email: hbghassan@yahoo.com، الهاتف: 212.55.61.43.22+

[1] لا يدل تزايد نسبة الإدخار بالمقارنة مع وتيرة نمو نسبة الإستثمار على أن مستوى الإدخار يفوق مستوى الإستثمار، فنسب الإدخار تتزايد بعد استقطابها بأسعار فائدة مرتفعة على المدى البعيد. نلاحظ خلال الفترة السنوية للدراسة 1970-2001، أن مستوى الإستثمار ونسبته إلى الناتج الداخلي الإجمالي غالبا ما يتجاوزا تباعا مستوى الإدخار الخاص ونسبته إلى الناتج الداخلي الإجمالي. كما أنه منذ سنة 1981، تتميز السلسلة الزمنية للإدخار باتجاهها نحو الإرتفاع، في حين تتميز السلسلة الزمنية للإستثمار باتجاهها نحو الإنخفاض.

نتناول في الجزء الثاني التأصيل النظري[2] لفرضية Ricardo وأهمية تمييز شكل نموذج VAR الذي نعتمده لتقييم آثار عجز الميزانية على الإدخار الوطني. وفي الجزء الثالث نقدم أهمية التحليل الإقتصادي لبلورة نموذج SVAR انطلاقا من نتائج تقدير نموذج VAR، وفي الجزء الرابع نعرض أهم استنتاجات هذه الورقة. ونلخص أهم النتائج في الجزء الخامس.

2. فرضية مكافئة Ricardo وأهمية تمييز نموذج VAR

في هذا البحث نعتمد على مقاربة إحصائية دون ترجيح فكرة اقتصادية على أخرى، وهذا ما تمتاز به أساسا منهجية VAR، لكن يبرز الجانب الإقتصادي بشكل دقيق في نموذج SVAR. بينما ترتكز معظم الدراسات الإقتصادية والمالية على دوال الإستهلاك الخاص عند تحليل مكافئة Ricardo واختبارها. لكن عدة باحثين يشككون في هذه المقاربة (مثل Seater & Mariano 1985، Seater 1993 و Haug 1990) وذلك خصوصا بسبب مسألة الآنية أو خارجية المنشأ لبعض المتغيرات في معادلة الإستهلاك، ومسألة تمييز النموذج الأمثل بالإضافة إلى مسألة اختلاف درجة التكامل للمتغيرات المفسرة للسلوك الإستهلاكي للأسر.

لذلك فإن معظم الاختبارات تستند على أشكال مختزلة لدالة الإستهلاك. كما تم كذلك إثراء هذه الدالة عبر مقاربة معادلة Euler لكي تتوافق أكثر مع فرضيات التوقعات العقلانية وتعظيم المنفعة للمستهلك. ويعتقد Blanchard (1985) أن هذه المقاربة ترشح معادلة الإستهلاك الخاص في إختبار فرضية مكافئة Ricardo، وذلك لأهمية الآفاق غير-المحدودة[3]. إلا أن تناقض نتائج الإختبار أدى إلى عدة اقتراحات تبحث عن دليل تطبيقي دقيق لوجود أو لعدم وجود مكافئة Ricardo ومدى تفاعلها مع المتغيرات الإقتصادية والمالية. وقد تم استعمال هذه الفرضية لمعرفة ما إذا كان ارتفاع ديون الحكومة الممولة من السوق المالية يزيد أم لا في نسبة الفائدة. لذلك فبدلا من تتبع السلسلة الزمنية للإستهلاك الخاص، تم استعمال المتتالية الزمنية لسعر الفائدة (Evans 1987، 1993) ولسعر الصرف (Beck 1994) وأيضا للحساب الجاري (Piersanti 2000)، لإحتمال تفاعل هذه المكافئة ابتداء في الأسواق المالية أو في أسواق تبادل العملات.

نلاحظ أن هناك عدة صيغ تنطوي تحتها فكرة أساسية وهي تعويض الإدخار للعجز، وهي في حد ذاتها لغز يقتضي مراجعته باستمرار للتدقيق فيه عبر البيانات الإحصائية. فأثرها موجود لكن يصعب قياسه عبر معادلة الإستهلاك العادية أو المعدلة. يبدو أن التقعيد النظري لفرضية مكافئة Ricardo غير واقعي، ولا يمكن إخضاعها للقياس التجريبي في شكلها القطعي. إلا أن هذه القيود كما أوضح Barro (1989) لا يمكن أن تفند صلاحية الدراسات التطبيقية لإختبار التعويض التام للدين عبر الضرائب، لأن المهم هو أن هذه الفرضية تعتبر إطارا مفيدا لتقييم التأثيرات الأولية للسياسة المالية والجبائية خصوصا.

على غرار ما عرفته معظم الحكومات في العالم من عجوز في الميزانية، عرف الإقتصاد المغربي أيضا عجوز مرتفعة كنتيجة لسياسة مالية توسعية خاصة بعد أزمة الفوسفات سنة 1975 والأزمة البترولية الثانية. وأدت هذه الظرفية المالية والإقتصادية إلى خفض هام في الإدخار العمومي خصوصا خلال السنوات الأولى لعقد الثمانينات.

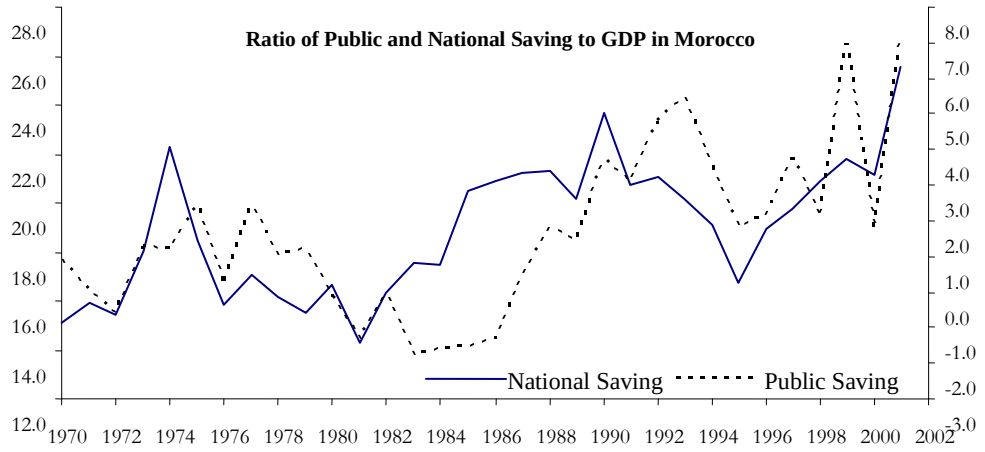
نلاحظ في الرسم البياني الأول تطور الإدخار الوطني والإدخار العمومي في المغرب منذ سنة 1970 إلى سنة 2001، ويبدو أن المنحنيين متقاربين إلى حد ما ولهما اتجاهات مماثلة تقريبا. مما يدل على أن التغييرات في الإدخار الوطني غير منفصلة عن التغييرات في الإدخار العمومي. وعندئذ يكون الإنخفاض في هذا الأخير تعبيرا آليا ورئيسا عن عجوز الميزانية، وتتضح هذه النتيجة بوجود ارتباط سلبي ذو معنوية إحصائية عالية بين نسب الإدخار العمومي ونسب

---

[2] دون الفصل بين الجانب النظري والجانب التطبيقي لأن الفرضيات حول معاملات المدى البعيد، التي تندرج تحت إطار منهجية متجهة التقهقر البنيوي، تتداخل مع فرضية مكافئة Ricardo كما سنرى في آخر الجزء الثالث.

[3] تفترض مكافئة Ricardo في إطارها النظري الأصلي خالصية سوق الرأسمال ونظام ضرائبي غير منحرف. كما أن العميل الإقتصادي التمثيلي يعيش باستمرار إلى ما لا نهاية وأنه يتصرف بشكل أمثل وبعقلانية تامة. وافترض في هذا السياق أن تركيبة الضرائب-الديون ليس لها تأثير حقيقي على الإقتصاد وخاصة على تصرفات المدخرين. وعليه يتوقع هؤلاء أن الديون الحالية للحكومة تؤدي إلى ضرائب مستقبلية تماما بنفس القيمة الحالية، وأن الدخل الدائم المتوقع يبقى دون تغيير وتنشأ عنه تصرفات مثالية من طرف الأسر.

عجز الميزانية[4].



شكل 1: تطور نسب الإدخار

تعرف هذه المسائل في أدبيات الإقتصاد بفرضية مكافئة Ricardo والتي مازالت محك نقاش بين الباحثين، (Blanchard 1985، Barro 1989، Seater 1993، Beck 1994، Haugh 1990 و 1996) بحيث لم يتوصلوا إلى إجماع حول تأثيرات الدّين وعجوز ميزانية الحكومة على الإقتصاد الحقيقي والنقدي، *وذلك بسبب الإرتباط المعاصر بين الإدخار وعجز الميزانية*[5]. ويشتد هذا الإرتباط كلما أخذ القطاع الخاص إجراءات الحكومة بعين الإعتبار في تصرفاتهم الإقتصادية خصوصا على المدى القريب. من جهة يمكن لتصرفات القطاع الخاص على المدى القريب أن تخطأ أهداف السياسة المالية، لأنه كلما علم الفاعلون في القطاع الخاص بمضمون هذه الإجراءات استطاعوا إلى حد ما أن يبطلوا مفعولها عبر تصرفاتهم المالية والإقتصادية. ومن جهة أخرى يمكن للإدارة المركزية للحكومة أن تحدث صدمات مباغتة نقدية أو مالية من شأنها أن توازن من ردود فعل الإدخار الخاص تجاه عجز الميزانية.

رغم هذا الإرتباط الإحصائي فإنه لا يكفي لتبني أو لإلغاء فرضية مكافئة Ricardo لأنه لا يدل بالضرورة على ارتفاع الإدخار الخاص، الذي يمتاز خلال الدورات الإقتصادية بمنحنى عكسي مقارنة مع منحنى الإدخار العمومي. من المحتمل إذن أن لا يعوّض التدهور الحاصل في عجز الميزانية العادي بزيادة مكافئة في الإدخار الخاص. ثم إن فرضية المكافئة قد تصح فقط على المدى البعيد ولا تصح على المدى القصير، لأن توقعات القطاع الخاص تتأثر بكمية المعلومات المتاحة حول المجريات العامة والخاصة في النشاطات الإقتصادية والمالية وبالخصوص ما يتعلق منها بالإجراءات الحكومية الجديدة، التي تهدف لتحقيق تغيرات معينة. وهذا ما يجعل من الصعب على الأسر التفريق بين التغيرات الدورية أو الظرفية وبين التغيرات البنيوية بإرادة مباشرة من الحكومة أو عندما تدير الدولة شؤونها آخذة بعين الإعتبار قيود الميزانية.

كما أن الإرتباط المعاصر الملاحظ في الرسم البياني (الشكل 1) لا يعبر إلا عن بداية المسألة. انطلاقا من منظورية بداية سنوات الألفية الثالثة يبدو أن تحولات المدى البعيد-الأخيرة قد سيطرت مقارنة بما حدث في بداية الثمانينات. من جهة، من المحتمل جدا أن تكون هذه التحولات ناتجة عن مستوى الإدراك المشترك من طرف القطاع الخاص ومن طرف القطاع العام خلال النصف الأول من الثمانينات، حيث ابتدأت الأزمة المالية بشكل جلي. ولكن من جهة أخرى، يمكن للمدخرين أن يتوقعوا تغيرات عشوائية، كأن يحدث إرتفاع في عجوز ميزانيات الحكومة فيؤدي ذلك إلى توسيع اختياراتهم الإستهلاكية وغير-الإستهلاكية أو سحب سيولاتهم النقدية. وبالتالي يمكن لردود فعل أصحاب الإدخار الخاص، عبر هذه التصرفات الأخيرة، أن تبطل ما كانت ترغب فيه الحكومة.

---

[4] تمت بلورة البيانات الإحصائية للسلاسل الزمنية للإدخار الخاص والعام وللناتج الداخلي الإجمالي انطلاقا من الكتاب السنوي لإدارة الإحصاء. في حين تم استعمال سلسلة عجز الميزانية من معطيات إدارة السياسة الإقتصادية العامة (الرباط).

[5] تعزز هذه الفرضية الفكرة بأن معظم عجوز الميزانية تعتبر عنصرا محددا وهاما لوتيرة الزيادة في نسب الفائدة الحقيقية.

وهذا لا يكفي كما أشار Summers و Poterba (1987) Rueben و Poterba (2001) لرفض فرضية مكافئة Ricardo، لأنه من الممكن أن تحدث صدمات مؤثرة ومن أنواع مختلفة تنتهي بتحقيق ما ترغب فيه السلطات المالية. هذه الفكرة تقتضي الحفاظ على ذاكرة كل سلسلة زمنية عبر تفادي فرض معوقات على المدى البعيد.

يمكن إزالة هذه الصعوبات بتوظيف منهجية وتقنية SVAR التي تعزل حركية العجز عن حركية الإدخار وذلك عبر نوعين من الصدمات البنيوية. في المرحلة الأولى يتم توضيح وتقدير نموذج VAR غير-المقيد، وذلك باستعمال نموذج مزدوج-التغير لوصف التحولات في نسبة الإدخار الوطني برمز s وفي نسبة الإدخار العمومي (أي الرصيد العادي للميزانية) ناقص نسبة الإستثمار العمومي وهي نسبة عجز الميزانية برمز d.

في إطار نموذج VAR تكون الصدمة ε^s مرتبطة بالتغيرات الدائمة في الإدخار الوطني، والتي تتصل مثلا باختيارات المستهلكين وبالتغييرات في دخولهم، كما قد تؤثر فقط بشكل عابر أو دائم على عجز الميزانية : *فالتحولات في الإدخار الخاص قد تكون لها تأثيرات في المدى البعيد على قيود الميزانية*. حسب المرجعية النظرية السائدة، قد تتلاشى هذه التأثيرات في المدى البعيد. أما الصدمة الثانية ε^d فتدل على تحولات في سياسة الجباية-المالية للدولة وفي وتيرة نمو الإنفاق الحكومي وفي متغيرات أخرى إرادية أو غير-إرادية مرتبطة بميزانية الحكومة المركزية.

قبل أن ننتقل إلى تقدير نموذج VAR يجب أن نحدد نمط تمثيله، وذلك عبر تحليل مميزات السلاسل الزمنية السنوية على المدى البعيد[6]. لقد أوضح إختبار ADF[7] في إطار العينة على أن المتغيرتين نسبة عجز الميزانية $d := s^g - i^g$ ونسبة الإدخار الوطني s ذات تكامل بدرجة واحدة أي I(1). كما أوضح إجراء إختبار جذر الوحدة واختبار التكامل المشترك[8] بتقنية Johansen على التوالي أن السلاسل الزمنية لا ثابتة من جهة ولا تكامل مشترك فيما بينها من جهة أخرى (Becker، 1997 و Doménech et al.، 2000). وبالتالي يمكن اختيار نموذج VAR مع الفرق الأول للمتغيرات، مما يدل على استعمال Δd و Δs في النموذج. من جانب آخر نستعمل اختبار السببية الآنية[9] لتوضيح فعالية نموذج VAR، وذلك بتقدير النظام الآتي :

$$[1.2] \qquad \begin{cases} \Delta d_t = f_1(\Delta d_{t-1},\ \Delta s_t,\ \Delta s_{t-1}) \\ \Delta s_t = f_2(\Delta s_{t-1},\ \Delta d_t,\ \Delta d_{t-1}) \end{cases}$$

الذي يمدنا بالنتائج الآتية :

$$\begin{cases} \Delta d_t = \underset{(1.593)}{9.336} - \underset{(-2.941)}{0.866}\Delta s_t + \underset{(4.770)}{0.666}\Delta d_{t-1} + \underset{(1.662)}{0.499}\Delta s_{t-1} \\ \Delta s_t = \underset{(3.085)}{9.348} - \underset{(-2.941)}{0.288}\Delta d_t + \underset{(4.009)}{0.574}\Delta s_{t-1} + \underset{(1.049)}{0.113}\Delta d_{t-1} \end{cases}$$

إن تفسير المتغيرتين يؤكد على آنية تحديد نسبة عجز الميزانية ونسبة الإدخار الوطني. وهذا لا يدل بالضرورة على وجود سببية اقتصادية، لأن إدراج Δs في معادلة Δd يؤدي إلى نفس النتيجة : القيمة الإحصائية t تتساوى بالضبط في المعادلتين، فالسببية إذن متبادلة بين المتغيرتين.

وهذه النتيجة تبرز الوثوق في نموذج VAR، والذي يعتبر من جهة بمثابة *ملخص للإرتباطات بين السلسلتين*،

---

[6] تم التقدير باستعمال الشكل القانوني (canonical form) لنموذج VAR(p) حيث يحدد عدد الإبطاء p بمعيار Akaike، والذي يضمن تصغير الإرتباط المتسلسل للبواقي، ونحصل بالتالي حسب هذا المعيار على العدد الأمثل للإبطاء في نموذج VAR(1). هذه المقاربة، التي تفرض إدراج الإبطاء p في خدمة المعايير الإحصائية، يمكن أن تقلص نسبيا من فعالية النموذج. لكن تجدر الإشارة إلى أن هذا العائق لا يؤثر في جوابات (responses) المدى البعيد على الصدمات خاصة عندما تكون المعطيات سنوية.

[7] عند تطبيق اختبار ADF، اتضح أن السلسلتين الزمنية لنسبة عجز الميزانية ولنسبة الادخار يحتويان على جذر وحدة وبالتالي أنهما غير ثابتين. وذلك لأن القيم المطلقة الإحصائية تساوي تباعا 2.581 و2.272 والتي تقل عن القيمة المطلقة الجدولية 3.567، انطلاقا من القيم الحرجة عند Mackinnon في مستوى معنوية 5%. كما نصل إلى نفس النتائج باستعمال اختبار PP.

[8] عبر إجراء Johansen يبدو من المؤكد قبول فرضية العدم H_0 أي غياب أية علاقة تكامل مشترك بين نسبة عجز الميزانية ونسبة الإدخار الوطني، فإن إحصائية الأثر تساوي 9.99 عند فرضية العدم r=0 مقارنة بالقيمة الحرجة 15.41 عند مستوى معنوية 95%. هذه النتيجة توافق النظرية الإقتصادية السائدة التي تقترح غياب أي صلة على المدى البعيد بين نسبة عجز ميزانية الدولة ونسبة الإدخار الوطني.

[9] وذلك بتوظيف توزيع T المعياري، والذي ينطوي على اختبار المعنوية.

ومن جهة أخرى يمكن اعتباره كشكل مختزل للنموذج البنيوي الذي يجب تحديده. يكتب الشكل العام لنموذج VAR مع الفرق الأولى كالتالي :

$$[2.2] \qquad \begin{cases} \Delta d_t = c_1 + a_{11}\Delta d_{t-1} + a_{12}\Delta s_{t-1} + \varepsilon_{dt} \\ \Delta s_t = c_2 + a_{21}\Delta s_{t-1} + a_{22}\Delta d_{t-1} + \varepsilon_{st} \end{cases}$$

$$V(\varepsilon_t) = \begin{bmatrix} \sigma_d^2 & \sigma_{ds} \\ \sigma_{ds} & \sigma_s^2 \end{bmatrix}$$

وبعد التقدير نحصل على النتائج التطبيقية[10] الآتية :

$$\begin{cases} \Delta d_t = -0.0035 - 0.272\Delta d_{t-1} - 0.245\Delta s_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{dt} \\ \Delta s_t = 0.0034 - 0.1301\Delta s_{t-1} + 0.117\Delta d_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{st} \end{cases}$$

$$V(\hat{\varepsilon}_t) = \begin{bmatrix} 0.03078^2 & \sigma_{ds} \\ -0.46829\sigma_d\sigma_s & 0.01968^2 \end{bmatrix}$$

إن البواقي ε_{dt} و ε_{st} في معادلة العجز الحكومي ومعادلة الإدخار الوطني تحتوي على المعلومة الإضافية عند الوقت t. يمكن اعتبار الباقي العشوائي ε_{dt} كصدمة مختزلة في عجز الميزانية (أي صدمة طلب مختزلة) والتي تنبثق عن تفاعل الصدمات البنيوية في كل من الإدخار وعجز الميزانية والتي تتسم بمعنى اقتصادي، لكنها مجهولة وبالتالي يتحتم أن نبحث عنها. كما يعتبر الباقي العشوائي ε_{st} كصدمة مختزلة في الإدخار (أي صدمة عرض مختزلة عبر الإدخار). ولكن يبقى أن هذه البواقي لا تتسم في هذه المرحلة إلا بمعنى وبفحوى إحصائي ولا يمكن ربطها بصدمات اقتصادية إلا عبر الصدمات البنيوية.

إن قيمة الإرتباط بين الباقيين لا يساوي صفرا. وهذه القيمة، التي تقيس السببية الآنية بين عجز الميزانية والإدخار الوطني، تحسب قيمته عبر التغاير أي $k\sigma_1\sigma_2$ وتساوي 0.4683-. إذا اعتبرنا نموذج VAR المقدر كنموذج التشبه : عندما نحدث صدمة في إحدى البواقي العشوائية لابد من تحويل الباقي العشوائي الآخر، وإلا تكون النتيجة غير مقبولة ولا يمكن إخضاع نتائجها لقراءة موضوعية.

3. أهمية التحليل الإقتصادي ونموذج SVAR

لإيجاد مخرج لهذه المسألة يتحتم أن نقوم بنمذجة الإرتباط بين البواقي العشوائية بشكل واضح. إن التحليل الإقتصادي يساعد على تحديد شكل الصلة حسب التصنيف النظري الآتي (الذي يؤكده التحليل السابق للسببية الآنية، كما يبدو في معادلات السببية المتبادلة وفي معادلات نموذج VAR) :

- عند صدمة في الميزانية يرتفع العجز ويقلص من حجم الإدخار : ارتباط آني سلبي
- عند صدمة في الميزانية يرتفع العجز ويزيد الإدخار على المدى البعيد : ارتباط حركي إيجابي
- عند صدمة في الإدخار ينخفض العجز تحت تأثير نمو الإدخار : ارتباط سلبي.

هذه القراءة للنموذج البنيوي تتضمن فصل هذين التأثيرين وذلك بتحديد الصدمتين المستقلتين. ولتحديد النموذج البنيوي انطلاقا من تقدير نموذج VAR، نفترض أن بواقي VAR تمثل تأليفات خطية لصدمة الميزانية ولصدمة الإدخار، ويتحدد النموذج حسب ما يلي :

$$[1.3] \qquad \begin{cases} \varepsilon_d = s_{dd}u_{sav} + s_{ds}u_{bud} \\ \varepsilon_s = s_{sd}u_{sav} + s_{ss}u_{bud} \end{cases}$$

[10] نشير إلى أن الإحصائيات لا تتبع توزيعا معروفا ومستعملا، ولكن المهم أن المعاملات المقدرة تمتاز بغياب التحيز.

والذي يكتب باستعمال المصفوفات على الشكل الآتي : $\varepsilon = S\,u$ حيث تدل u على متجهة الصدمات البنيوية غير-المعروفة، *والتي ترتبط مبدئيا بالتغيرات الإقتصادية والمالية المتنوعة وذلك انطلاقا من المصفوفة* S. بافتراض استقلالية الصدمات البنيوية[11] يكون عندنا التباين الآتي :

$$[2.3] \qquad V(u)=\begin{bmatrix}\delta_d^2 & 0\\ 0 & \delta_s^2\end{bmatrix} \qquad V(\varepsilon)=SV(u)S'$$

عمليا لجعل التحديد أكثر سهولة نفترض من جهة أن الصدمات البنيوية u_{jt} ليست مرتبطة فيما بينها في نفس الوقت، ومن جهة أخرى تمتاز بتباين وحدوي. وهذا يلزم فرض $n(n+1)/2$ قيد، في هذه الدراسة نجد 3 قيود خطية مزدوجة على عناصر المصفوفة S للحصول على النظام الآتي :

$$[3.3] \qquad V(\widetilde{\varepsilon})=SS' \quad \text{مع} \quad V(\widetilde{u})=I$$

في إطار هذه الشروط لكي نحدد المعاملات وهي بعدد n^2 هنا 4 يجب فرض $n(n-1)/2$ قيد أي هنا قيد واحد. هذا العائق الإضافي يخص جوابات أي ردود النظام على مختلف الصدمات البنيوية : فهو يترجم امتزاج تأثيرات المدى القريب والمدى البعيد. عندما يتم حساب المعاملات s_{ij} يتم بالتالي تحديد البواقي البنيوية غير-المعروفة. تطبيقيا للحصول على مصفوفة تباين-تغاير وحدوية للبواقي البنيوية غير-المعلومة، نقوم بإعادة حساب البواقي القانونية للمتغيرة Δs وذلك لكي يكون التغاير صفرا. إن أجرأة إعادة هذا الحساب تهدف إلى جعل مصفوفة تباين-تغاير متعامدة : نقوم بضرب معادلة الإدخار على اليسار بالكمية $-\frac{\sigma_d^2}{\sigma_{ds}}$ ونضيف لها تباعا عناصر معادلة العجز. وهكذا نحول معادلة الإدخار والتي يصبح عنصري الخطأ العشوائي فيها هما : $\omega_{st}=\varepsilon_{st}-\frac{\sigma_{ds}}{\sigma_d^2}\varepsilon_{dt}$ و $\omega_{dt}=\varepsilon_{dt}$:

$$Cov(\varepsilon_{dt}\ ;\ \omega_{st})=E[(\varepsilon_{st}-\frac{\sigma_{ds}}{\sigma_d^2}\varepsilon_{dt})\varepsilon_{dt}]-E(\varepsilon_{st}-\frac{\sigma_{ds}}{\sigma_d^2}\varepsilon_{dt})E(\varepsilon_{dt})=0$$

مبدئيا يتطلب إجراء التعامد للصدمات البنيوية اختيار ترتيب في المتغيرات من المتغيرة الأكثر خروجية في المنشأ إلى المتغيرة الأكثر دخولية في المنشأ. ويستند هذا الإجراء على معوقات محددة منبثقة من النظرية الإقتصادية. يمكننا انطلاقا من شكل VAR القانوني أن نحصل على شكل VAR البنيوي معادل لنظام ذو المعادلات الآنية التراجعية. تطبيقيا من الضروري أن نقوم بحساب إرتدادي حتى تؤول مصفوفة تباين-تغاير للبواقي القانونية إلى قيمة وحدوية. وهذا يسمح بكتابة النظام الآتي مع ثلاثة معادلات وأربع عناصر غير معلومة في المصفوفة S مع الدليلين 1 و2 يمثلان على التوالي d و s :

$$[4.3] \qquad \begin{cases}\widetilde{\sigma}_1^2 = s_{11}^2 + s_{12}^2\\ \widetilde{\sigma}_2^2 = s_{21}^2 + s_{22}^2\\ \widetilde{\sigma}_{12} = s_{11}s_{21} + s_{12}s_{22}\end{cases}$$

في إطار هذه المقاربة المنهجية، للحصول على الصدمات البنيوية $\widetilde{u}_t$ انطلاقا من البواقي العشوائية المقدرة $\widetilde{\varepsilon}_t$ يصبح من الضروري تحديد عناصر المصفوفة S. لكن بما أن V_ε تمتاز بتماثل عناصرها، لدينا فقط 3 قيود لتحديد العناصر الأربعة في المصفوفة السابقة. من الضروري إذن فرض قيد إضافي لنجد كل المعاملات الأربعة للمصفوفة S وبالتالي لنحدد صدمتي النموذج البنيوي. هذا القيد الإضافي يسمح بصياغة جوابات النظام نتيجة لمختلف الصدمات البنيوية.

إن طريقة تعميل Choleski لمصفوفة التباين-التغاير لها سلبيات لكونها لا تسمح إلا بقراءة إحصائية أو على الأكثر نصف-بنيوية ولا تتيح تفسيرا اقتصاديا بشكل مباشر. كما أنها تفترض مبدئيا علاقة تراجعية بين بواقي VAR

[11] يمكن التحقق من هذه الفرضية عندما نقوم بحساب ارتدادي. من جهة أخرى إذا كانت البواقي القانونية تسير حسب التوزيع الطبيعي المركز، فإن الصدمات البنيوية المعرفة كتأليفة خطية تتبع أيضا التوزيع الطبيعي المقياسي حسب شرط التطبيع الذي يتم اختياره.

والصدمات البنيوية، وهذه العلاقة تدل على بنية سببية متسلسلة بين صدمة العجز وصدمة الإدخار دون أي اعتماد على السببية الآنية. بينما تشير النظرية الإقتصادية بشكل خاص إلى طبيعة الروابط والصلات على المدى البعيد بين عدد من المتغيرات دون إهمال الإرتباطات الآنية. في هذا الإطار *يبدو إذن ترجيح فرض عوائق المدى البعيد على فرض علاقات الإرتباطات الآنية*.

لا توجد طريقة عامة لتحديد الصدمات البنيوية المستجدة بشكل عشوائي. كما أن الاختيارات المعلنة من طرف المحللين لا يمكن اختبارها إحصائيا. لهذا نجد أن أكثر الدراسات تفترض $s_{21}=0$، مما يدل على أن الأفراد أو المؤسسات في القطاع الخاص يمتازون بقصر النظر اتجاه السياسة المالية للحكومة. وهذه الفكرة، المرتبطة بالتصرف الإقتصادي والمالي للأسر وللقطاع الخاص، تعبر بالضبط على ما تحمله فرضية حياد الأسر المعروفة في أدبيات الإقتصاد بحياد Ricardo، والتي تدل على أن تصرف الإدخار لا يتفاعل مع آثار صدمات العجز ولو على المدى القريب. فإذا صحت هذه الفرضية فإن الإدخار الخاص لا يتفاعل مع صدمات الميزانية وخاصة على المدى القريب.

لبناء هذا القيد انطلاقا من المفاهيم الإقتصادية نعتمد من جهة على التصنيف النظري الإقتصادي المذكور أعلاه في بداية الجزء الثالث، ومن جهة أخرى على نموذج VAR كملخص للإرتباطات بين السلسلتين. عموما نرى أن يتصادف هذا القيد مع الحالة النظرية الأولى، والتي تربط مبدئيا بين مرونة آنية أو حساسية آنية للإدخار إثر صدمات في ميزانية الحكومة. لذلك نقترح طريقة تعتمد على معايير قياسية لإختيار القيود[12] التي تؤدي إلى حل النظام[4.3] . وتتم بلورة هذه القيود انطلاقا من التصنيفات النظرية التي تمدنا فقط بالإشارات سواء سلبية أو إيجابية، وبالتالي لا تزيل كليا صعوبة تحديد عناصر المصفوفة S. فعليا إذا أخذنا بعين الإعتبار العلاقة بين آثار المدى القريب s_{12} و s_{21} يمكن حل النظام أعلاه، وذلك بفرض قيد خطي على المدى القريب الذي يعبر عن وجود أثر آني غير متماثل :

$$[5.3] \qquad s_{ij}=\alpha\ s_{ji}$$

والمنبثق عن التصنيف الإقتصادي. يبقى من الممكن فرض قيود خطية أخرى أو حتى غير-خطية شريطة أن تساعد على حل النظام السابق. تنبني هذه العلاقة إذن على أسس اقتصادية ويمكن استنباط قيمة مرونات المدى القريب من معادلات التقهقر بين متغيرات بالفرق الأولى. وبناءا على نتائج اختبار السببية الآنية التي برهنت على فعالية نموذج VAR نبلور العلاقة التالية : $s_{21}=0.3571s_{12}$ التي تعتمد في اختيارها على اختبارات إحصائية عادية[13]. المهم في هذه العلاقة أنها تغني عن فرض قيد منفصل وغريب عن منهجية نموذج التقهقر الذاتي، كما تغني عن فرض قيد على أثر الصدمات على المدى البعيد سواء منها من العجز نحو الإدخار أو من الإدخار نحو العجز. وبالتالي تعتمد هذه المقاربة المهمة والسهلة على إيجاد حل للنظام الآتي مع 3 معادلات و3 متغيرات مجهولة :

$$[6.3] \qquad \begin{cases} \tilde{\sigma}_1^2 = s_{11}^2 + s_{12}^2 \\ \tilde{\sigma}_2^2 = \alpha^2\ s_{12}^2 + s_{22}^2 \\ \tilde{\sigma}_{12} = \alpha\ s_{12}s_{11} + s_{12}s_{22} \end{cases}$$

مما يسمح بأن نحصل على الحلول[14] $\tilde{s}_{11}^2$ و $\tilde{s}_{12}^2$ و $\tilde{s}_{22}^2$، والتي تجيز أن نحدد بواقي النموذج البنيوي وذلك بإيجاد حل النظام الآتي عبر المتغيرات u_{bud} و u_{sav}. هذه المتغيرات العشوائية تعرف تباعا بعنصري البواقي البنيوية :

---

[12] عندما تكون جميع السلاسل الزمنية ثابتة في نموذج VAR لا يمكنها أن تبتعد باستمرار عن القيمة المتوسطة بحيث أن أي صدمة لها بشكل قطعي أثر يساوي الصفر على المدى البعيد. وهذا يمنع من فرض علاقات على المدى البعيد بين المتغيرات الثابتة في النموذج. هذا المشكل يمكن حله عندما تكون السلاسل الزمنية ثابتة بالفرق الأولى. إن غياب الثباتية بالنسبة للمتغيرات بالمستوى يدل على أن السلسلة الزمنية محكمة باتجاه عام أو بميل احتمالي. بمعنى أن صدمة على الإتجاه العام سيكون لها تأثير دائم على السلسلة بالمستوى. كما هو الشأن في هذا البحث لمتغيرتي نسبة العجز ونسبة الإدخار، ويمكن أن يقع القيد على ارتطام المدى البعيد للمتغيرات بالمستوى ذات الأثر الدائم.

[13] نقوم بتقدير المعامل α باستعمال المعاملات المقدرة أي شبه-مرونات المدى القريب في النظام[1.2] مع أو دون عزل المتغيرات بإبطاء.

[14] بما أن النظام غير-خطي تتم صياغته بمسير vech لنحصل على الحلول $\tilde{s}_{ij}$ باستعمال برنامج Gauss عن طريق إجراء NLSYS.

$$[7.3] \qquad \begin{cases} \hat{\varepsilon}_d = \tilde{s}_{11}\ u_{bud} + \tilde{s}_{12}\ u_{sav} \\ \hat{\varepsilon}_s = \alpha^* \tilde{s}_{12}\ u_{bud} + \tilde{s}_{22}\ u_{sav} \end{cases}$$

يقدم هذا النظام حلا للمتغيرات غير-المعروفة $\tilde{u}_{\text{bud}}$ و $\tilde{u}_{\text{sav}}$ التي بإمكانها تحديد المساهمات الظرفية والبنيوية سواء للعجز في الميزانية أو للإدخار الوطني. بعد حل هذا النظام نحصل على معادلة الإدخار ومعادلة العجز التي تهمنا بالخصوص، حيث يمثل عنصرها الأول المساهمة البنيوية في حركية العجز بينما يمثل عنصرها الثاني المساهمة الظرفية لصيرورة الإدخار في حركية العجز الحكومي.

ونبين أن العلاقة بين المضاعفات الآنية للمدى القريب أنجع من فرض قيد على المضاعف الحركي للمدى البعيد، وذلك *لأنها تؤدي إلى تقدير أدق لنسبة تعويض المستوى الجديد الزائد من العجز عن طريق الإدخار الوطني*. بما أن العلاقة في المدى البعيد تكون على الشكل التالي (Lütkepohl، 1991):

$$[8.3] \qquad \theta_0 := S \quad \text{مع} \quad \theta_\infty := \theta(1) = \psi(1)\theta_0$$

مع $\theta(1)$ المعاملات البنيوية على المدى البعيد و $\psi(1)$ تدل على المضاعفات التامة أو معاملات المدى البعيد، فإنه إذا استعملنا هذه الصيغة البارزة لتحديد القيود الإضافية (هنا أيضا نحتاج قيدا إضافيا واحدا), يمكن مثلا الاعتماد على فرضية المدى البعيد الآتية : *$\varepsilon^{\,s}$ ليس لها آثار دائمة على d*. وبتعبير آخر $\theta_{12} = 0$ انطلاقا من المصفوفة $\theta(1)$ يدل هذا القيد الإقتصادي على ما يلي :

$$[9.3] \qquad \theta(1) = \begin{bmatrix} \theta_{11} & 0 \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t := \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\,d} \\ \varepsilon_t^{\,s} \end{bmatrix}, \quad \Delta X_t := \begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix}$$

إن اختبار فرضية مكافئة Ricardo في هذا الإطار تؤدي إلى التحقق من أن العنصر $\theta_{21} = 0$ أو $\theta_{21} \neq 0$. في حين عندما نعتمد على قيود التحديد في المدى القريب على أساس التحليل الإقتصادي من جهة لا نحتاج إلى إدراج قيود المدى البعيد مثل عدم تأثير صدمات الإدخار على نسبة العجز في الميزانية، ومن جهة أخرى ندع مصفوفة المضاعفات الحركية تتفاعل بشكل تام وحر في المدى البعيد. ومن جانب آخر نستطيع بشكل غير مباشر التأكد من وجود آليات التثبيت الذاتي كما سيتجلى في المصفوفتين θ_∞ و ψ_∞. بهذا نتفادى تضعيف ذاكرة المدى البعيد لسلسلة الإدخار كما يحصل عند افتراض $\theta_{12} = 0$.

إذا كان التأثير على المدى البعيد لمتغيرة الصدمة $\varepsilon^{\,d}$ على المتغيرة s مقسومة بأثرها على المتغيرة d يتراوح بين 0 و 1، عندها فإن الإدخار الوطني -وبشكل أساسي الإدخار الخاص- لا يعوض إلا جزئيا التحولات في عجز الميزانية مع $\theta_{12} = 0$ في حالة قيد على المدى البعيد أو مع $s_{21} = \alpha$ s_{12} في حالة علاقة-قيد على المدى القريب.

إن فرضية مكافئة Ricardo تتيح أيضا إمكانية احتمال أن الوكلاء في القطاع الخاص لا يبصرون على المدى القصير، ولكن نشير إلى أن هذا الإحتمال قد يكون غير وارد، خاصة أن هذه الفكرة تدل على افتراض قيد على المضاعف الآني في المصفوفة S أي $s_{21} = 0$. وبشكل مجمل تتلخص فرضية مكافئة Ricardo في حالات ثلاث :

- إذا كانت $\dfrac{\theta_{21}}{\theta_{11}} = 1$ عندها يكون الإدخار الخاص ثابتا والإدخار الوطني سيتغير بنفس المبلغ الذي سيتغير به عجز الميزانية. *وبهذا يتم تعويض كامل للمستوى الجديد الزائد من العجز بالإدخار الوطني، مما يحقق كليا فرضية المكافئة.*
- إذا كانت $0 < \dfrac{\theta_{21}}{\theta_{11}} < 1$ عندها ينخفض الإدخار الخاص وسوف يتغير الإدخار الوطني بمبلغ أقل من الذي سيتغير به عجز الميزانية. *وبهذا يتم تعويض جزئي للمستوى الجديد الزائد من العجز بالإدخار الوطني، مما يحقق جزئيا فرضية المكافئة.*

- إذا كانت $\frac{\theta_{21}}{\theta_{11}} = 0$ عندها لا يتفاعل الإدخار مع إحداث صدمة في الميزانية. مما يؤدي إلى رفض فرضية المكافئة.

هذه الفرضية تعزز التأويل التالي بأن معظم العجوز في الميزانية كانت عاملا مهما وراء الزّيادة البارزة في أسعار الفائدة الحقيقية، ناهيك عن أسعارها الجارية[15]. وذلك ناتج عن اشتداد طلب الحكومة للسيولة وطلبها للقروض الداخلية من طرف الجهاز البنكي وغير-البنكي، مما أدى إلى تزاحم الإنفاق الإستثماري العام مع الإستثمار الخاص (غصان، 2003).

4. النتائج التجريبية

تتسع العينة الإحصائية إلى الثلاثة عقود الأخيرة وهي فترة زمنية تشمل إذا أهم التحولات والصدمات الداخلية والخارجية في الإقتصاد المغربي. فبعد إجراء الإختبارات التمهيدية في الفقرة الثانية السابقة نقوم باختبار فرضية مكافئة Ricardo عبر تقدير الشكل المختزل في نموذج VAR، وبعد الحصول على مصفوفة المعاملات البنيوية على المدى البعيد:

$$[1.4] \qquad \theta_{\infty} = \begin{bmatrix} 0.022278 & -0.004849 \\ 0.002307 & 0.016915 \end{bmatrix} \quad \text{و} \quad \psi_{\infty} = \begin{bmatrix} 0.818901 & -0.246346 \\ 0.084792 & 0.859375 \end{bmatrix}$$

يتضح أنه عند حدوث صدمة في عجز الميزانية بزيادة نقطة واحدة، فإن جواب الإدخار على المدى البعيد يؤول إلى زيادة بنيوية تزيد قليلا عن 0.23٪. كما أن حدوث *صدمة إيجابية في الإدخار الوطني* لها أثر بنيوي على نسبة عجز الميزانية، لأن جواب عجز الميزانية يؤول على المدى البعيد إلى الإنخفاض. وهذه النتيجة يمكن توظيفها كفرضية مقبولة من جانب النظرية الإقتصادية.

نظرا للمميزات الإحصائية للمتغيرات في نموذج SVAR حيث أن البواقي البنيوية متعامدة، من المهم الإشارة إلى أن الأثر النظري لصدمات عجز الميزانية تم توضيحه في التصنيف الإقتصادي، ونصيغه الآن بعد تقدير المضاعفات البنيوية بالشكل الآتي (الشكل 2) : *أن هناك تأثيرات دائمة إيجابية ثم سلبية على نسبة الإدخار* s (أي تأثيرات عابرة ومتناقصة على الفرق الأولى للإدخار الوطني Δs) *وبالطبع أيضا على عجز ميزانية الحكومة مع تأثيرات إيجابية* متناقصة تخفض نسبيا من العجز. إضافة إلى ذلك بما أن نسبة الإدخار الخاص يمكنها أن تتفاعل مع التحول في سياسة الجباية مع إبطاء بفترات، نقوم بتحليل جوابات المدى البعيد لنسبة الإدخار الوطني بعد صدمة سلبية في الميزانية (أي صدمة إيجابية في العجز الحكومي).

تمكن دوال الجوابات على الصدمات من استيعاب مدى الآثار المتتالية أو ما يسمى في أدبيات الإقتصاد بالمضاعفات الحركية (Dynamic multipliers). فيبدو أن المضاعف الحركي للإدخار يتلاشى نسبيا بسرعة أكبر من تلاشي المضاعف الحركي للعجز. خلال السنة الثانية خصوصا ونتيجة لصدمة بنيوية سلبية في الميزانية العمومية للدولة، مثلا على إثر ارتفاع في مديونية الحكومة، يتقلص الإدخار الوطني بحوالي 0.002 نقطة، ثم بعد ذلك يتلاشى هذا التقليص تدريجيا. أما الجواب التراكمي للإدخار الوطني على المدى البعيد فيؤول بعد ثلاث سنوات تقريبا إلى 0.0023 نقطة (كما يتجلى في الشكل 3)، مشيرا إلى أن الإدخار الوطني ومعظمه من الإدخار الخاص يعوض ما يساوي $1 - \frac{0.002307}{0.022278}$ أي ما نسبته 89.6٪ من الصدمة السلبية في المستوى الزائد من عجز ميزانية الدولة.

على سبيل المقارنة خلصت دراسة Doménech and al. (2000) للبلدان الصناعية OECD إلى انخفاض الإدخار الوطني على المدى القصير بنقطة واحدة كنتيجة لصدمة جبائية سلبية (أي صدمة في العجز الحكومي). في حين يتراوح جواب الإدخار الوطني على المدى البعيد في حدود 0.8 نقطة، واستنتجت بأن الإدخار الوطني لا يعوض إلا ما نسبته 40٪ فقط من الصدمة السلبية في حجم العجز العمومي، ولكنها افترضت بأن التحول الدائم في الإدخار الوطني لا يؤثر في المدى البعيد على حالة ميزانية حكومة البلد أي أن $\theta_{12} = 0$ خلافا لدراستنا، علما أن افتراض هذا القيد يؤدي إلى مبالغة-التقدير في نسبة التعويض، مما يدل على أن هذه النسبة سوف تكون أقل من 40٪.

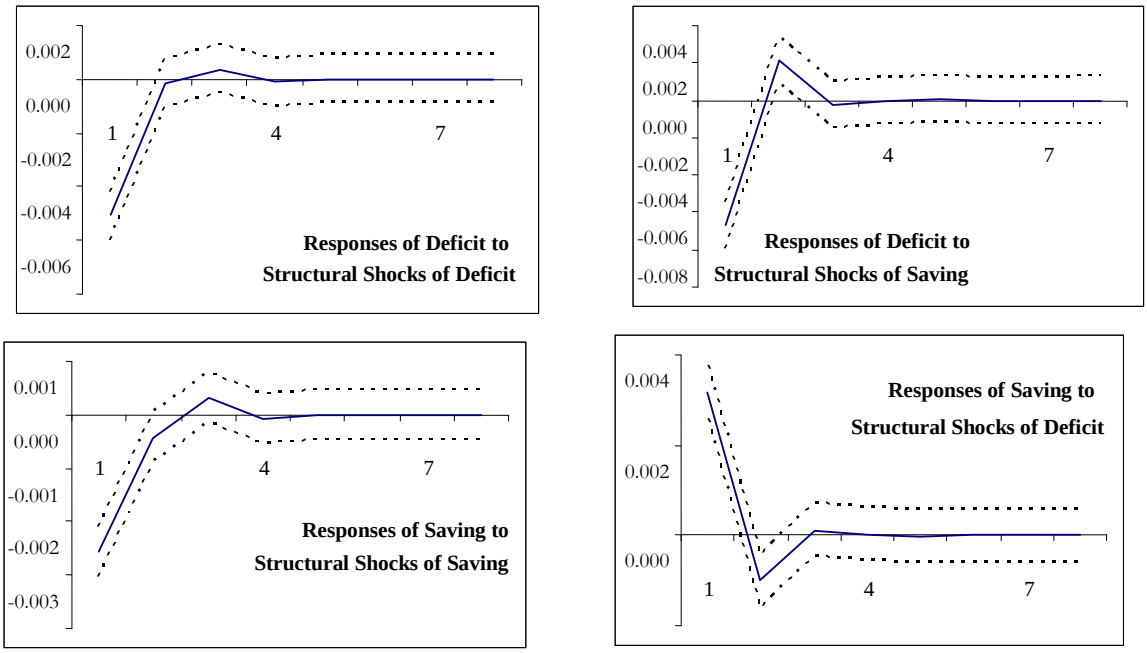
---

[15] يمكن تضعيف تأثير عجز ميزانية الحكومة على نسب الفائدة، وذلك عندما يتم إصدار النقود من طرف البنك المركزي لإبراء بعض ذمم قروض الحكومة خاصة الداخلية منها.

كما أوضحنا، عندما نفترض القيد $\theta_{12} = 0$ نزيل تفاعلات المدى البعيد البنيوية بين صدمة موجبة في نسبة الإدخار ومآل نسبة العجز في الأفق الزمني، ويحصل سوء تقدير في نسبة التعويض. وباستعمال هذا القيد نصل في حالة الإقتصاد المغربي غير-الصناعي إلى مبالغة-التقدير لنسبة التعويض 105.9% مقارنة مع حالة غياب هذا القيد:

$$[2.4] \qquad \theta_{\infty} = \begin{bmatrix} -0.022799 & 0.000000 \\ 0.001344 & -0.017019 \end{bmatrix}$$

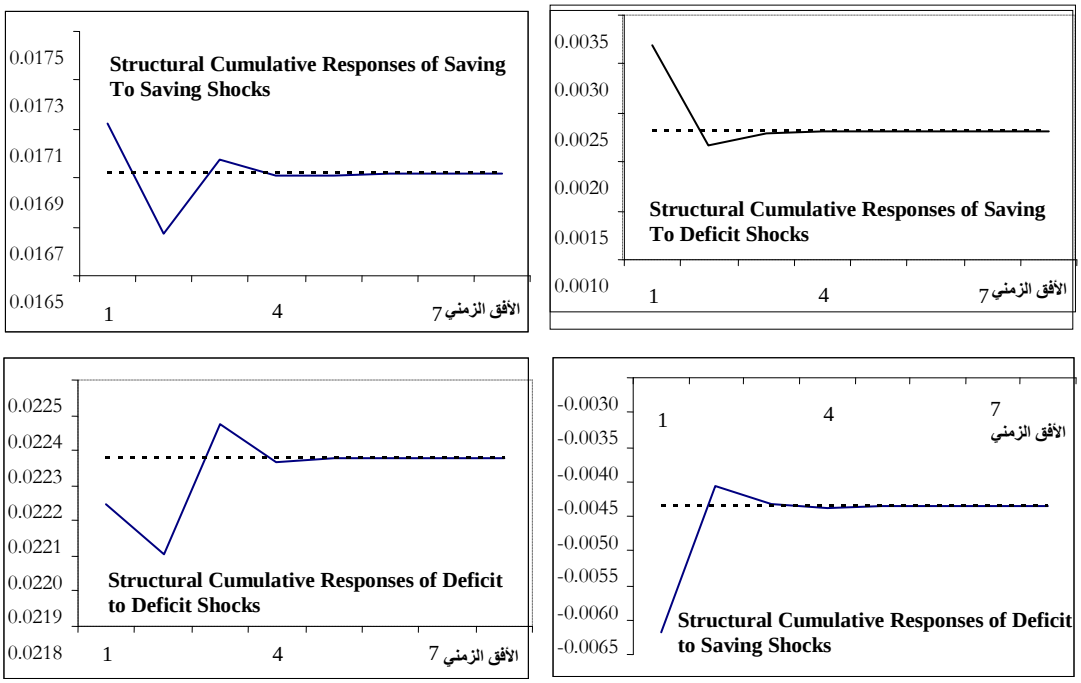
لكن نمو نسبة الإدخار ينتج عموما عن ارتفاع المداخيل ويترتب عنه بشكل شبه-قطعي زيادة في جباية الضرائب الحكومية، وبالتالي يؤثر عبر الزمن على نسبة عجز الحكومة. عندئذ وكما أشرنا سابقا يكون التقدير الأنجع هو الذي لا يقيد تفاعلات المدى البعيد.



شكل 2: دوال الجوابات على الصدمات

إن الشكلين 2 و3 من أهم نتائج هذا البحث، لأنها تلخص الهدف الرئيس لهذه الدراسة. ويظهر جليا انطلاقا من الجوابات المتراكمة الناتجة عن الصدمات المتتالية ذات الأثر الدائم أن نسبة الإدخار تتفاعل مع الصدمات الإرادية وغير الإرادية التي تحدث في نسبة عجز ميزانية الحكومة. وبالتالي فإن فرضية مكافئة Ricardo لها مصداقية بارزة، لأنه في المتوسط يتم تعويض العجز في ميزانية الحكومة المغربية على المدى البعيد بنسبة مرتفعة لا تبعد عن 90٪ من الإدخار الوطني[16]. ويعزز هذه النتيجة النسبة المتزايدة من المديونية الداخلية لأجل تغطية حاجيات التمويل لعجوز الميزانية، والتي انتقلت من 30٪ من الدخل الوطني خلال أواخر التسعينات إلى 50٪ في السنوات الأولى من الألفية الثالثة.

[16] بالإضافة، إن جواب الإدخار الوطني على المدى البعيد يبدو متينا عندما نزيل بعض النقط من العينة.



شكل 3 : المضاعفات الحركية البنيوية المتراكمة

إن أثر المدى القريب لصدمات السياسة المالية على الإدخار يمكن أن يكون عابرا (كما هو شأن معظم صدمات من جانب الطلب) ويرتبط أيضا بطبيعة تصرف الأسر حسب فكرة حياد Ricardo. إن التحديد الذي اخترناه لا ينبني بشكل مباشر على هذه الفرضية في شقها الأول أي المدى القريب. ولكننا لم نفترض غياب تأثير نسبة الإدخار على نسبة العجز في المدى البعيد، ويبدو أن هذا التأثير يخفض من نسبة العجز بنسبة تصل إلى 0.5٪. وانطلاقا من المصفوفة Σ، فإن نمط التحديد لا يعتمد على قيد الحياد على المدى القريب عند صدمة العجز على الإدخار لأننا نصل إلى حياد Ricardo عبر نموذج SVAR أي إلى $\theta_{12,0} := s_{12} \approx 0$. كما أن الصدمات البنيوية لتصرف الإدخار ليس لها أثر آني على نسبة العجز الحكومي، لأن $\theta_{21,0} := s_{21} \approx 0$.

فلا يمكن أذن أن نقبل بأن السياسة المالية في ميزانية عمومية مقيدة ليس لها أثر على الإدخار في المدى البعيد. بما أن التغيرات في الدخل المتاح يمكنها أن لا تنعكس فوريا على الإستهلاك (أي أنها تنعكس فورا على مستوى الإدخار) يظهر أن الدخل المتاح محدد أساسي للتسلسلات الحركية في عجز الميزانية وفي الإدخار أيضا. مما يزيد من احتمال استمرارية الصدمة الظرفية العابرة، لأن الأحداث الظرفية لها دور مؤثر على المدى البعيد ينتشر بشكل دائم على الإتجاه البنيوي. هذه الإستمرارية تلعب دورا تاما خاصة أن العجز الظرفي يدمج كل التقلبات الماضية في جهود الإدخار المرتبطة بالنمو الإقتصادي.

كما أن السياسات الإعتيادية ذات الصلة بالدورة الإقتصادية ترجع أساسا إلى العجز الظرفي أي العارض (conjunctural deficit)، وهذا يسمح بتجاوز تعريف العجز الظرفي في إطار مرجعية قانونية وتشريعية ثابتة. وبالتالي فإن العجز البنيوي الذي نحصل عليه يمثل الهوة في سياسة الميزانية بالنسبة إلى التصرف الوسطي في تدبير المالية العامة. في هذه الحالة فإن العجز البنيوي لا يمكن من تقييم حجم المثبتات الآلية (أي أنه لا يمكن الجزم بأن الإرتفاع الحاصل في نمو العجز سيؤدي بالضرورة إلى تنشيط الإقتصاد)، وذلك لأن آليات التثبيت الذاتي تبرز خصوصا على مستوى مصفوفة مضاعفات المدى البعيد غير-البنيوية. كما يبدو أن هذه الآليات تشتغل في إطار مزيج من الإجراءات سواء المتصلة خصوصا بالعجز الظرفي أو التابعة للعجز البنيوي.

كما لا يمكن أيضا اتخاذ الإجراءات الإنتقائية أي المبتورة دون النظر إلى المنظومة الإقتصادية المندمجة بشكل كلي، ودون الأخذ بعين الإعتبار قابلية العجز للدعم المالي (سواء عن طريق الديون الخارجية أو الداخلية الآن). علما أن رؤية المؤسسات المالية العالمية (مثل صندوق النقد الدولي والبنك الدولي) تنخرط في إطار إستراتيجي يهدف إلى استرداد الديون المستحقة، فإن الإجراءات الإنتقائية تندرج وتتلائم خصوصا مع قناعة هذه المؤسسات. كما أن تحرير السوق

المالية بإزالة حواجز الولوج بالنسبة للسلع المالية الجديدة المبتدعة -التي تندرج في إطار المخاطرة الواقعية في التوظيفات المالية المتنوعة- يحتمل أن يزيد على المدى القريب من مستوى عجز الميزانية، خاصة عندما لا نحتسب موارد الخصخصة. ولكن يمكنه كذلك أن يخفض منه وذلك باستجلاب الطلب على الإستثمار الإنتاجي وبتفعيل المبادلات الخارجية قصد التخفيض من العجز التجاري.

5. خلاصات

إن مكافئة Ricardo على المدى البعيد تشبه "الوحش الضخم" حسب عبارة Smetters (1999) ولا تستقر السياسة المالية عند تفعيلها، بحيث عندما تتورط الحكومة في مسلسل الديون فإنها تبدأ في "ابتلاع" الإدخار الذي تم تركيمه عند المدى البعيد، وذلك بعد استقطابه عن طريق نسب عالية للفائدة. فكلما كان اختبار المكافئة ايجابيا، اتضح أن الحكومة تعتمد في سد عجزها بشكل أساس على الإدخار الخاص. رغم أن هناك تعارض في المصالح المرتقبة بين توظيف المدخرين لأصولهم المالية بالإضافة إلى عوائد الفائدة على هذه الأصول وبين توظيف الحكومة التي تسعى لإبراء ذممها المالية، فإن الحكومة تمتص موارد الإدخار بأساليب مختلفة منها إصدار سندات الدين ومنها الضرائب بأنواعها. مما يؤدي إلى مزاحمة الإستثمار الخاص وأيضا إلى تقلص الإستثمار العام. وقد تؤول استمرارية الديون على ذمة الدولة إلى توريثها للأجيال اللاحقة.

قصد معرفة مدى مسؤولية العجوز الحكومية عن النسب الدنيا في الإدخار الوطني، قمنا في هذا البحث بتقدير نموذج SVAR باستعمال الشكل الذي يحدد المدى البعيد دون أن تفرض قيودا على معاملات المدى البعيد، لأن هذه القيود تحيز نسبة التعويض. وانطلاقا من المضاعفات الحركية البنيوية المتراكمة اتضح أن الصدمات الدائمة للإدخار خصوصا خلال سنوات الثمانينات والتسعينات –التي تركزت فيها نقط العجز المرتفعة- لها تأثيرات دائمة على ميزانية الدولة تخفض العجز على المدى البعيد بنسبة 0.5٪. في إطار هذه المنهجية تمكنا من إبراز آليات التثبيت الذاتي غير-المباشرة، والتي لها دور أساس في توضيح نتيجة تفاعلات السياسات المالية وخطط تصرفات الأسر على المدى البعيد.

تشير النتائج إلى أنه بعد حدوث صدمات تزيد في عجز ميزانية الحكومة فأن الإدخار الوطني وبشكل رئيس الإدخار الخاص يعوض معظم الزيادة في مبالغ العجوز العمومية، ويصل هذا التعويض إلى 90٪ تقريبا. ويعزز هذه النتيجة النسبة المتزايدة من المديونية الداخلية التي تغطي حاجيات التمويل لعجوز الميزانية. كذلك تبدو هذه النتيجة متماسكة مع التأويل بأن العجز الحكومي والعجوز البعيدة السابقة تعتبر عوامل مهمة تفسر المستويات المرتفعة لنسب الفائدة لإشتداد الطلب على السيولة من طرف الحكومة–والتي يترتب عليها إعاقة جهود الإستثمار- وللمستويات المنخفضة للإدخار الوطني، مع تأثيرات سلبية على الثروة والنمو والتشغيل على المدى القريب وخاصة البعيد.

من خلال نتائج هذه الدراسة يتعين اتخاذ إجراءات وسياسات اقتصادية ومالية تسعى للتخفيض من نسبة التعويض المرتفعة، حتى تتجه أصول الأموال المدخرة بشكل أساسي نحو مجال الإستثمار الخاص الإنتاجي. كما تقتضي تبني سياسات لتشجيع الإستثمار بالإعفاءات الضريبية، وذلك قصد مواجهة الآثار السلبية لإرتفاع أسعار الفائدة. من جهة أخرى، حتى يتم تضعيف قيود التمويل على الفعاليات الإقتصادية والمالية سواء في القطاع العام وفي القطاع الخاص أن تنخرط في أساليب مالية جديدة ومبتكرة تندرج في إطار المخاطرة الواقعية (رأسمال-المخاطرة) للتوظيفات المالية المتنوعة. يعتمد هذا النموذج أساسا على توقعات الطلب وعلى صيرورة المنافسة في أسواق السلع والخدمات.

إن الإختبار الإيجابي للمكافئة يستوجب على الحكومة أن تسعى لكسر تفاعلها مع المتغيرات الإقتصادية والمالية، وذلك باتخاذ إجراءات على المدى القريب والمتوسط. وتقتضي هذه الإجراءات رصد التفاعلات التي تحدث للتأكد من تضعيف هذه المكافئة، حتى لا تتورط في أزمة مالية عند تسديد ديونها –كما وقع في سنة 1983-، وحتى لا يتورط أيضا المدخرون في فقدان أصولهم ومستحقاتهم أو حتى في تحملهم لضرائب متزايدة. كذلك إذا أخذنا بعين الإعتبار تباين دخول الأسر، فإن نتائج اختبار هذه المكافئة ستكون مدهشة (Mankiw، 2000) سواء من جانب نسبة التعويض أو من جانب سياسة الجباية المالية. من الممكن عند تفعيل مكافئة Ricardo أن يؤول الإدخار الصافي خاصة لدى الأسر المتوسطة أو ذات الدخل المحدود إلى الصفر.

المراجع

1. حسن بلقاسم غصان, 2003. الإنفاق الحكومي والإستثمار الخاص: اختبار أثر المزاحمة بالمعاينة المعادة. **مجلة الإدارة العامة** 43(4)، 727-754.
2. Barro R.J., 1989. The Ricardian approach to budget deficits. **Journal of Economic Perspectives** 3(2), 37-54.
3. Becker T., 1997. An investigation of Ricardian equivalence in a common trends model. **Journal of Monetary Economics** 39(3), 405-431.
4. Beck S. E., 1994. The Effects of Budget Deficits on Exchange Rates: Evidence From Five Industrialized Countries. **Journal of Economics and Business** 46, 397-408.
5. Blanchard O.J., 1985. Debt, deficits and finite horizons. **Journal of Political Economy** 93(2), 223-247.
6. Doménech R., Taguas D., Varela J., 2000. The effects of budget deficit on national saving in the OECD. **Economics Letters** 69, 377-383.
7. Evans P., 1987. Interest Rates and Expected Future Budget Deficits in the United States. **Journal of Political Economy** 95, 34-58.
8. Evans P., 1993. Consumers are not Ricardian: Evidence from Nineteen Countries. **Economic Inquiry** 31, S, 534-548.
9. Haug A.A., 1990. Ricardian Equivalence, Rational Expectations, and the Permanent Income Hypothesis. **Journal of Money Credit and Banking** 22, 305-326.
10. Haug A.A., 1996. Blanchard's Model of Consumption: An Empirical Study. **Journal of Business and Economic Statistics** 14, 169-177.
11. Lütkepohl H., 1991. **Introduction to Multiple Time Series Analysis**. Edition Springer-Verlag, Berlin.
12. Mankiw G., 2000. The Savers–Spenders Theory of Fiscal Policy. AEA Papers and Proceedings, **American Economic Review**, 90(2), 120-125
13. Poterba J.M., and Rueben K.S., 2001. Fiscal News, State Budget Rules, and Tax-Exempt Bond Yields. **Journal of Urban Economics**, 50(3), 537–562.
14. Poterba J.M., Summers L.H., 1987. Finite lifetimes and the effects of budget deficits on national saving. **Journal of Monetary Economics** 20 (2), 369-391.
15. Piersanti G., 2000. Current account dynamics and expected future budget deficits: some international evidence. **Journal of International Money and Finance** 19(2), 255-271.
16. Seater J.J., 1993. Ricardian equivalence. **Journal of Economic Literature** 31, 142-190.
17. Seater J.J., and Mariano R.S., 1985. New Tests of the Life Cycle and Tax Discounting Hypothesis. **Journal of Monetary Economics**, 15, 317-21.
18. Smetters K, 1999. Ricardian equivalence: Long-Run Leviathan. **Journal of Public Economics**, 73(3), 395-421.
19. Vamvoukas G., 1993. Budget expenditures and revenues: an application of ECM. **Journal of Public Finance** 52 (1), 125-138.

Effects of Budget Deficit on the Private Saving in Moroccan Economy using SVAR Modelisation

Hassan Belkacem GHASSAN♦
Assistant Professor

Groupe de Recherches et d'Etudes en Econométrie [Greco]
Department of Economics
Faculty of Juridical, Economics and Socials Sciences
Mohammed Ben Abdullah University, Fez, Morocco

Abstract. The purpose of this paper is to estimate a structural VAR model using macroeconomic data of Moroccan Economy, which includes national saving rate and budget deficit rate, to test the Ricardian Equivalence hypothesis. In this framework we separate saving and deficit movements into two types of shocks, associated with structural parameters, as we looking for two needles in haystack. We avoid to impose short run or long run constraints, which represents a methodological contribution and permits to obtain a best estimation of structural multipliers. The empirical results show that the mechanism of automatic stabilizing are indirectly checked in our sample. Our results suggest that Ricardian Equivalence did work in our sample, since private saving compensated a big fraction 90 per cent of the shock in budget deficit. This supports the interpretation that the large budget deficits, financed especially by debt, have been a very important factor behind the significant increase in real interest rates particularly in the eighties and early nineties.

Keywords: Budget deficit, Saving, Ricardian Equivalence, SVAR, Morocco.
JEL classification: C5, H3 and H6

♦ Ex – Associate Professor in ENSSAA - Dijon (France). Now, Full Professor at Umm Al-Qura University, Makkah, Saudi Arabia. Email: hbghassan@yahoo.com