Munich Personal RePEc Archive

The Current Account of Saudi Economy through Intertemporal Model: Evidence from SVAR

Ghassan, Hassan B. and Al-Jefri, Essam H.

Umm Al-Qura University

September 2016

Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/122966/
MPRA Paper No. 122966, posted 25 Dec 2024 20:40 UTC

الحساب الجاري للاقتصاد السعودي عبر نموذج داخلي الزمن
دلائل من منهجية نموذج التقهقر الذاتي البنيوي

حسن بلقاسم غصان **عصام هاشم الجفري**

مقبول للنشر في مجلة الاقتصاد والأعمال العربية في العدد القادم 2017
Arab Economic and Business Journal, Forthcoming, 2017, Pages xx-xx

ملخص[1]
تناول البحث تحليل الحساب الجاري للاقتصاد السعودي باستخدام النموذج النظري داخلي الزمن، واختباره عبر منهجية نموذج التقهقر الذاتي البنيوي (Structural VAR). وبعد اشتقاق القيمة التحيينية للحساب الجاري على صافي المخرجات، يهدف البحث إلى تحليل أثر الصدمات الخارجية والمحلية للعرض والطلب على الحساب الجاري. وعلى اعتبار أن الاقتصاد السعودي مرتبط بالطلب الخارجي على المواد النفطية وبالطلب المحلي على السلع الاستهلاكية والتكنولوجية، فإن التباين في الحساب الجاري وفي الناتج المحلي الاجمالي يتأثر لا محالة بالصدمات الخارجية. وتبين أن مدى أثر الصدمات الداخلية في المدى البعيد على التباين في الحساب الجاري يفوق أثرها بحوالي 3.92 بالمائة على تباين مخرجات الاقتصاد، مما يعكس القوة النسبية التفسيرية للصدمة الحركية المحلية والعالمية على نمو الحساب الجاري. إن التحليل التطبيقي للنموذج الداخلي الزمن منحنا دلائل تطبيقية مفادها أن للصدمة الموجبة في الأسواق المالية العالمية تأثير موجب على نمو الناتج، وأن التفاعل المزدوج بين النمو الاقتصادي والأسواق المالية العالمية غير متماثل ولا متجانس. إذا كانت معظم الدراسات ترجح الأثر المحلي مثل Souki and Enders (2008) وقليل منها تغلب الأثر العالمي مثل Hoffmann (2013)، فإن تحليل الصدمات على الحساب الجاري في الاقتصاد السعودي يبرز التغليب النسبي لصدمة الأسواق العالمية، لكن للصدمات المحلية أثر بارز على الحساب الجاري وخاصة صدمة العرض، مما يشير إلى ازدواجية التأثير محليا وعالميا.

الكلمات المفتاحية: الحساب الجاري، نموذج داخلي الزمن، الصدمات، نموذج SVAR، المملكة العربية السعودية.
ترتيب JEL: G1, F4, C5

The Current Account of Saudi Economy through Intertemporal Model: Evidence from SVAR

Abstract
The paper aims to analyze the current account of the Saudi economy using an intertemporal modeling and tested by the structural VAR methodology. By deriving the long-run current account to GDP ratio, we analyze the impacts of global and local shocks on the current account. Considering that the Saudi economy is linked to international demand for oil products and domestic demand for consumer goods and technological products, the variances in the current account and output are inevitably influenced by international shocks. The findings indicate that the long-run impact of local shocks on the current account variance exceeds by 3.92 percent its impact on the output variance, reflecting the explanation power of local dynamic shock on the current account growth. Most of the previous papers suggest that the local impact dominates the international one (Souki and Enders 2008), and few papers advocate that the global impact exceeds the domestic effect Hoffmann (2013). The shocks analysis on the Saudi current account exhibits the relative dominance of the global markets shocks, but local and mainly supply shocks have significant impacts on the current account, referring to a dual local and global influence.

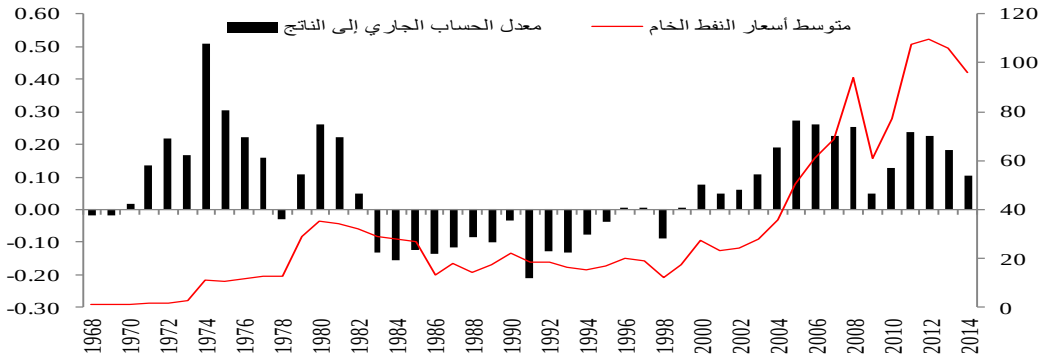
Key words: Current account, Intertemporal modeling, Shocks, SVAR model, KSA.
JEL Classification: C5, F4, G1

[1] مشروع بحث تحت رقم 43506004 ممول من عمادة البحث العلمي، جامعة أم القرى، مكة المكرمة. ونقدم للعمادة خالص الشكر والتقدير.
حسن بلقاسم غصان (للمراسلة): أستاذ دكتور، قسم الاقتصاد، كلية العلوم الاقتصادية والمالية الاسلامية، جامعة أم القرى.
ص.ب. 14266 العوالي، مكة المكرمة 21955، المملكة العربية السعودية
عصام هاشم الجفري: أستاذ مساعد، قسم الاقتصاد، كلية العلوم الاقتصادية والمالية الاسلامية، جامعة أم القرى.
ص.ب. 715 العابدية، مكة المكرمة 21955، المملكة العربية السعودية

1. مقدمة

إن الفائض في ميزان المدفوعات يجعل اقتصاد البلد في حالة امتلاك أصول أجنبية صافية في الاقتصاد العالمي، وينعكس هذا الفائض بشكل موجب على الرفاه الاقتصادي. وفي طليعة الاقتصادات التي تتسم بفائض ميزان المدفوعات نجد ألمانيا، الصين، والسعودية. وخلال السنوات الأخيرة سجل الاقتصاد السعودي فوائض قياسية في الحساب الجاري نظرا للمستوى المرتفع في الأسعار العالمية للنفط وفي الانتاج الصناعي البيتروكيماوي.[2] وقد ساعدت عوائد النفط منذ عام 2006 على التوسيع والبدء في إنجاز عدة مشاريع تنموية نفطية وغير نفطية. لكن الاضطرابات المتعددة على مستوى سوق النفط، والتي تعكس تفاعل عدة عوامل، والنزاعات السياسية في منطقة الشرق الأوسط والإضطراب في الاقتصادات الغربية والاقتصادات الناشئة يجعل أن الاقتصاد السعودي يدخل في مرحلة جديدة نسبيا، تتمثل في الاتجاه الانخفاضي لفائض الحساب الجاري على الناتج (رسم بياني 1). لكن يظل أن قطاع المناجم والمحاجر قد ساعد الاقتصاد السعودي في الصمود أمام الأزمة المالية العالمية التي بدأت سنة 2008، وعمد على الاستثمار الواسع في قطاع تكرير النفط الخام حتى يجعل مصادر دخل الاقتصاد أكثر تنوعا.

رسم بياني 1. معدل الحساب الجاري إلى الناتج الحقيقي وأسعار النفط بالدولار[3]



مصدر البيانات: الهيئة العامة للاحصاء (وزارة الاقتصاد والتخطيط) ومؤسسة النقد العربي السعودي

بين سنة 1991 و 2008 حصلت أحداث عديدة من أهمها حرب الخليج في العراق والأزمة المالية العالمية، مما جعل معدل الحساب الجاري إلى الناتج يعرف تحولات تتراوح من حوالي 20%− إلى 25%+. مما استدعى تفعيل عدة اجراءات إستعدالية للحساب الجاري خلال الفترة بين 1991 و1999 بعدما تراجعت نسبيا معدلات التبادل التجاري وارتفعت التحويلات غير الرسمية إلى الخارج (Le Pavec 2013). وقد عمدت الحكومة إلى تعديل السياسة الجبائية وتخفيض مستوى إنفاقها وخاصة النفقات الاستهلاكية، بالإضافة إلى مزيد من السياسات النقدية التقييدية. وعملت على تطوير قطاع النفط، كما أنها وقعت على اتفاقيات التجارة العالمية (GATT) سنة 1993. ويعتبر الاجراء الاستعدالي في الاقتصاد السعودي ذا طابع تدعيمي لسعيه إلى دعم النمو الاقتصادي لأهم القطاعات الانتاجية، لأن الاقتصاد يتأثر بعوامل خارجية مثل سعر صرف الدولار الأمريكي تبعا لسياسة ربط الريال بالدولار، وأيضا بعوامل داخلية والتي يندرج بعضها تحت السياسة الاقتصادية للحكومة مثل استغلال الموارد الطبيعية.

أما خلال الفترة 2000 و2008 فقد تم تفعيل الإجراء الاستعدالي مع وجود مناخ اقتصادي مساعد، خاصة منذ 2002، أدى إلى تحسين معدلات التبادل التجاري الخارجي بعد ارتفاع أسعار النفط منذ 2005. كذلك فإن إلغاء بعض

[2] http://www.sidf.gov.sa/ar/IndustryinSaudiArabia/Pages/IndustrialDevelopmentinSaudiArabia.aspx

[3] تمثل أسعار النفط في المتوسط السنوي لأسعار نفط أوبك بالدولار الأمريكي لكل برميل (أوبك 2015، مشهد النفط العالمي السنوي).

القيود التنظيمية صاحبها زيادة في المنافسة المحلية وتحسين مناخ الأعمال عبر برامج الخصخصة في قطاعي الصناعة والمالية، والتخفيف من الاحتكار الحكومي على بعض القطاعات. رغم أن الاقتصاد السعودي عمد إلى تفعيل سياسات الاستعدال للحساب الجاري، فإنه لم يغير من نظامه لسعر صرف الريال، وذلك بالاستمرار في نهج سعر الصرف الثابت أو الإرساء المرتبط بالدولار الأمريكي، وإن كان لهذا الأخير عدة تقلبات (Morsy 2009). واعتبارا للعوامل الداخلية فقد سعت الحكومة إلى تطوير كل من القطاع النفطي وغير النفطي، وسنت قوانين وتشريعات لتحرير النشاط الاقتصادي ورفع القيود التنظيمية لبعض القطاعات مثل قطاع الاتصالات وقطاع الطاقة، وذلك لدخول الاقتصاد في مسار الخصخصة المتدرجة، بالإضافة إلى تخفيف الحماية الاقتصادية بتخفيض الرسوم الجمركية والانفتاح المنظم مع دول مجلس التعاون الخليجي.

إن مرحلة التسعينيات كانت حبلى بالعديد من الأحداث الاقتصادية والمالية ذات الأهمية القصوى ويستفاد منها لفهم الموجة الجديدة التي نشات منذ 2014 خاصة على مستوى التراجع الحاد في أسعار النفط والاضطرابات الكبيرة في منطقة الشرق الأوسط وتراجع نسبي في نمو الاقتصادات الناشئة. فمثلا في سنة 1995 حدث انخفاض قوي لعملة الدولار الأمريكي مقابل الين الياباني، وقد أدت حرب العملة الأمريكية إلى تعاظم قيمة الين في الأسواق، مما أثار مشاكل للمصدرين اليابانيين. وكانت المخاطرة الأمريكية تكمن في هذه اللعبة قد تقحم الشريك الياباني في أزمة مالية خانقة، مما يستدعي ضرورة سحب الأصول الأجنبية الممتلكة لليابان من الأسواق المالية الأمريكية، مما قد يتسبب في ارتفاع أسعار الفائدة وإقحام الاقتصاد الأمريكي في مرحلة ركود. لكن رغم الاتفاق الذي حصل بين البلدين، كانت العواقب لصدمة حرب العملات طويلة المدى. كذلك قد كان انخفاض قيمة الدولار سببا في إنشاء فقاعة مالية في الاقتصاد الأمريكي، والتي استمرت حتى عام 2000، حيث أن ارتفاع قيمة الأصول الأمريكية نتيجة ارتفاع أسعار الفائدة قد جلب عام 1995 مزيدا من تدفقات السيولة من باقي العالم نحو أمريكا عبر شراء سندات حكومية، واستمر هذا التدفق حتى عام 1997. وبهذا تتحقق المقولة الشهيرة أن مصائب قوم عند قوم فوائد. وقد انعكست هذه التدفقات على مسار سوق الأسهم الأمريكي، حيث أنه في عام 1999 حذر عدد من أصحاب القرار في الإدارة الأمريكية ومن الباحثين أيضا من مغبة الامتلاء غير المنطقي في سوق الأسهم (Shiller 2014)، وظهرت فعلا الفقاعة المالية في قيمة الأصول. كما أن هناك عواقب أخرى لحرب العملة الأمريكية جعلت الاقتصاد الياباني يتجه أكثر في استثماراته نحو ما يسمى بالنمور شرق الآسيوية مثل جنوب كوريا والتايوان وماليزيا وسنغافورة وإندونيسيا وإلى حد ما الفلبين. وتبعا لعدة تفاعلات اقتصادية وسياسية صار لهذه المنطقة دور اقتصادي متزايد على المستوى العالمي، حيث راكمت المزيد من الاستثمارات العالمية المباشرة التي استفادت من اليد العميلة الرخيصة بالإضافة إلى تدفقات هامة للرأسمال الأجنبي نحو الأسواق المالية شرق الآسيوية. وقد ظلت هذه الاقتصادات جاذبة للاستثمار الأجنبي ومرتبطة بعملة الدولار، وبالتالي معرضة لأي ضغط ينشأ منه. وتبعا لظروف اقتصادية ومضاربية تحول فجأة جزء مهم من الرأسمال الأجنبي إلى جهات بديلة مخلفاً ورائه جيوشاً من العاطلين عن العمل ونشئت أزمة شرق آسيا بين 1997 و1998. وفي منتصف عام 1999 أصدرت هيئة "بازل" (Basel Committee) مقترحا جديدا حول الإشراف البنكي كإطار لتحسين إدارة المخاطر للبنوك خاصة عند ضعف السيولة لديها.

إن الدورات الاقتصادية القصيرة أو الطويلة المدى قد تتمخض عن أزمات عابرة خفيفة ومنها ما يتولد عن أزمات دائمة وعميقة. ومن الصعب جدا تحديد الأسباب الرئيسة التي تؤدي إلى تراجع الناتج، وإنما تظل المحددات ذات طابع احتمالي، وإلى تتنوع الصدمات غير المالية مثل الصدمات النفطية (Kilian 2006, Hamilton 2003) وصدمات الطلب الخارجي وصدمات السياسة النقدية. وبشكل عام، فإن الصدمات على الاستثمار نتيجة سلوكيات أهل الأعمال وخيارات الأسر تمثل عوامل مهمة، كما لصافي الصادرات تأثير بارز على النمو الاقتصادي. وتتطلب الصدمات الدائمة خصوصاً تدخل الحكومة والفاعلين في مجال الاقتصاد والمال لمواجهة الركود الاقتصادي وما يترتب عليه من أثار سلبية على المستثمرين وعلى سوق العمل. وفي حالة الأزمات أو الصدمات المالية والاقتصادية، من المهم جدا السعي نحو إعادة العافية إلى قطاع المالية عبر اي حزمة من الإجراءات سعيا للخروج من الأزمات الاقتصادية والسلوكية والمالية. وإن تجارب الأزمات السابقة، مثل التي تستدعي تخفيض الديون كأزمة اليابان في التسعينيات من القرن

الماضي، تشير على أن أولوية استعادة الجهاز المصرفي عافيته، وإن كانت بطيئة، تساعد على إزالة الشكوك حول التمويل، وتعتبر متطلب أساس للمعافاة الفعلية للاقتصاد.

قد تعود جذور المرحلة الحالية، والتي تعرف تحولات مهمة في أسعار النفط وفي النزاعات والعقوبات السياسية، إلى ما عرفه الاقتصاد العالمي منذ 2007 من ارتفاع استثنائي في أسعار الغذاء، وتلتها أزمة الرهن العقاري في الاقتصاد الأمريكي والتي تحولت إلى أزمة مالية عالمية تولدت عنها خسائر مالية واقتصادية ضخمة. وقد انتكست عدة اقتصادات كبيرة، مثل أمريكا واليابان وعدد من دول أوربا، لأنها عانت من ركود اقتصادي حاد أدى إلى معدلات بطالة مرتفعة وذات تكاليف اجتماعية خطيرة. كذلك تراجع أداء الاقتصادات الصاعدة مثل الصين والهند والبرازيل وبعض اقتصادات الشرق الأوسط، والتي تعاني من عدم الاستقرار السياسي والأمني لعدة أسباب منها انتشار الإرهاب والتدخل غير المنصف للقوى العسكرية الغربية والشرقية. إن ما تشهده أسواق النفط من تنافس محتدم يؤثر على المتغيرات الاقتصادية الكلية لاقتصادات العالم. فبعد الأزمة المالية العالمية، إما أن تتجه الاقتصادات نحو التعافي المنتظر منذ 2010، وإما أن تستمر في حالة الركود. ويمكن أن يساعد التراجع، الذي حصل مؤخرا في أسعار النفط خلال عام وبداية عام 2016، في زيادة قدرة الإنفاق لدى المستهلكين والمؤسسات الإنتاجية، مما قد يؤدي إلى تعافي نسبي في اقتصادات العالم، وقد يساعد هذا التعافي الأخير على توسيع عوائد النفط للدول المصدرة للنفط لكن مع وجود تنافسية شديدة على مستوى الحفاظ على الحصص السوقية السابقة. وبعد التراجع المستمر في أسعار النفط في أسواق النفط العالمية، تراجع فائض الحساب الجاري إلى الناتج في الاقتصاد السعودي إلى حوالي 10% (رسم بياني 1). وعلى اعتبار أن أوربا وشرق آسيا من كبار المستهلكين للنفط، فإن تراجع أسعار النفط الخام تتيح لهم خفض تكاليف الإنتاج والمعيشة، إلا أنه يحجم سلوكهم عن الانطلاق في الانفاق مخافة ارتداد الركود الاقتصادي.

يبدو أن الاقتصاد السعودي، بسبب تراكم عوائد النفط على شكل أصول أجنبية ممتلكة لصالحه خاصة في الاقتصاد الغربي، يمتلك القدرة على التكيف مع أسعار النفط المنخفضة على عكس ما يحدث في الاقتصاد الفنزويلي، الذي يعاني من تراجع حاد في أدائه الاقتصادي. يوجد احتمال بأن تواصل أسعار النفط تراجعها كلما بقي الطلب ضعيفا والدولار الأمريكي قويا والعرض في تخمة، ولا يحتمل أن يحدث تصاعد في أسعار النفط إلا عندما تتعافى الاقتصادات الصناعية الكبرى. كذلك، فإن التباطؤ في الاقتصادات الناشئة مثل الصين له تأثير بالغ على الاقتصاد العالمي، خاصة أن الصين الذي كان يعتمد على الصادرات مما جعله المستورد الصافي الأول للنفط في العالم (Ghassan et al. 2016)، وصار في الفترة الأخيرة يركز أكثر على الاستهلاك كمحرك لنموه الاقتصادي. كما أن التباطؤ الذي يحصل في آسيا يعود جزء مهم منه إلى عدم تعافي اقتصادات أوربا من تأثير الأزمات المالية المتلاحقة خاصة بعد الأزمة المالية العالمية وأزمة الديون (Jordà et al. 2011, IMF 2010). وما زالت الاقتصادات الناشئة تعاني من مشكلة هروب المستثمرين ورؤوس الأموال إلى المناطق التي تراها أكثر أمانا، كلما شعروا بالتوتر والقلق بالإضافة إلى تزايد العزوف عن المخاطرة في الاستثمار. إنه غالبا ما تتضرر الاقتصادات المصدرة للمواد الخام من تراجع أسعار سلعها في الأسواق العالمية. كما أن الصناعات البتروكيماوية تبقى رهينة لسوق النفط الخام الأساسي، ولذلك فإن الانخفاض الحاد في مستويات أسعار النفط الخام تجعل الصناعات البتروكيماوية السعودية في مواجهة منافسة محتدمة مع باقي المنتجين. وقد عرفت بعض الاقتصادات، المصدرة للنفط بعد تقليص حاد في إيرادات صادرات النفط خصوصا، حالات عجز في الميزانية العامة للحكومة وفي الحساب الجاري. مما يعني أن إدارة الحساب الجاري نحو تحسينه تتطلب الضغط على الطلب المحلي في المدى القريب والبعيد، لأن الاستعدال الدعمي قد لا يكفي أو لا يتحقق مفعوله الكامل والمتوقع منه إلا في المدى البعيد. وقد يتولد عن هذه السياسات الاقتصادية تكاليف اجتماعية باهضة تؤثر على اقتصادات الأسر.

تكمن أهمية البحث في تحليل تفاعلات المتغيرات الكلية لاقتصاد احتل المرتبة الثالثة عالميا بعد اقتصاديات الصين وألمانيا في فائض الحساب الجاري، والذي يقترب من 682 مليار ريال أي حوالي 182 مليار دولار أمريكي في عام 2012 وذلك تبعا لتوقعات صندوق النقد الدولي.[4] وتتجلى الأهمية أيضا في المساهمة في أدبيات الموضوع بسبب قلة الدراسات المعمقة التي تتناول نموذج PVMCA-SVAR. في أدبيات تحليل الحساب الجاري عبر نماذج داخلية الزمن، يبدو أن الصدمات الداخلية أكثر وقعا على الاقتصاد مقارنة بالصدمات العالمية. ومن الصعب تحديد التغليب

[4] http://www.econstats.com/weo/CSAU.htm

النظري بين الأثرين إلا عبر النتائج التطبيقية، لأن المسألة تتحدد حسب طبيعة البيانات وزمنها خلال الدورات الاقتصادية والمالية. ولاتحسم التساؤلات إلا عبر التطبيقات القياسية المعتمدة على تأسيس نظري اقتصادي مقنع. واتضح عبر منهجية نموذج التقهقر الذاتي البنيوي بالفوارق الأولى للمتغيرات وما يصاحبها من اختبارات إحصائية على أن مواجهة الصدمات والتقلبات في نمو الناتج تستدعي في جميع الحالات جهدا في الادخار الاحتياطي ورصدا دقيقا لما يحدث في المعاملات الخارجية. كما قد تساعد نتائج البحث في تعميق السياسات الاقتصادية والمالية التي تؤدي إلى نمو اقتصادي في المدى البعيد وفي تفادي الخيارات التي قد ترهن صيرورة الاقتصاد المحلي بسبب ما يحدث من صدمات في الاقتصاد العالمي.

يسعى البحث إلى المساهمة في أدبيات نموذج داخلي الزمن للحساب الجاري، وذلك عبر دراسة اقتصاد يتميز منذ عام 2000 بفائض شبه دائم في الحساب الجاري، والذي بدأ يتراجع منذ 2011. وتتمثل أهداف البحث أولا، في تحليل معدل الحساب الجاري إلى الناتج للاقتصاد السعودي باستخدام نموذج نظري داخلي الزمن (PVMCA). ثانيا، في تقدير هذا النموذج عبر منهجية نموذج التقهقر الذاتي البنيوي مع متغير خارجي المنشأ يتمثل في النمو السكاني (Structural VAR-X). ثالثا، في تحليل أثر الصدمة المختزلة للأسواق التجارية والمالية العالمية وأثر الصدمات المحلية في نمو كل من العرض والطلب على معدل الحساب الجاري إلى الناتج. ونفترض أن للصدمات العالمية خاصة عبر أسواق النفط والأسواق المالية تأثير بالغ على النمو الاقتصادي السعودي رغم أن حركية القطاع الخاص المحلي تساهم بشكل متزايد في مختلف الأنشطة الاقتصادية، لكنها تبقى أيضا تابعة للظرفية الاقتصادية المحلية والعالمية.

نتناول في الفقرة 2 المسح الأدبي للبحوث ذات الصلة بمنهجية النموذج الداخلي الزمن مع التركيز على البعد التطبيقي. و في الفقرة 3 ندرج نموذجا نظري داخلي الزمن للحساب الجاري، حيث نسعى إلى بلورة علاقة في المدى البعيد بين متغيرات النموذج كنصيب الفرد من الحساب الجاري إلى الناتج ومعدل نمو السكان ونمو نصيب الفرد من الناتج ونمو نصيبه من الاستهلاك. وفي الفقرة 4، نصيغ نموذج SVAR-X أي باستخدام نموذج التقهقر الذاتي البنيوي مع اعتبار معدل نمو السكان خارجي المنشأ. ونتناول في الفقرة 5 البيانات الإحصائية والاختبارات الأولية اللازمة ونعمل في الفقرة 6 على تقدير وتأويل النموذج ودوال الاستجابة مع التركيز على أثر صدمة الأسواق المالية والتجارية العالمية وصدمات العرض والطلب على نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج. وفي الفقرة 7 الأخيرة نبرز أهم النتائج والاستنتاجات مع مناقشتها على ضوء الواقع الاقتصادي والمالي للحساب الجاري.

2. المسح الأدبي

يوجد عدد كبير من البحوث التطبيقية التي اختبرت صحة نموذج القيمة الحالية للحساب الجاري PVMCA[5] للعديد من البلدان والمناطق، والكثير منها اعتمد النسخة البسيطة لهذا النموذج والتي تفترض أن التغير في الناتج الصافي هو المؤثر الوحيد على الحساب الجاري، مما أعاق نتائجهم الرافضة لنموذج القيمة الحالية. كما لم تتفوق دراسة Otto (1992) لتفسير حركية الحساب الجاري في اقتصادات أمريكا وكندا، لأنها فشلت في الاختبار الموجب لفرضية الاستهلاك الملين (Consumption smoothing) رغم استخدام بيانات ربع سنوية خلال فترة تزيد عن 30 سنة. بينما توصل Agénor et al. (1999) إلى نتائج تدعم النموذج في الاقتصاد الفرنسي. كما أن دراسة Bergin & Sheffrin (2000) وسعت النموذج ليشمل أثر التغير في كل من نسبة الفائدة العالمية الحقيقية ومعدل الصرف الحقيقي، وباستخدام بيانات ربع سنوية تشير النتائج إلى تحسين المعنوية الاحصائية للنموذج خصوصا في اقتصادات استراليا وكندا.

وقد استنتجت عدة دراسات منها Glick & Rogoff (1995) و Kwark (1999) و Hoffmann, (2003) وكذلك Nason & Rogers (2002) أن الصدمات الخارجية العالمية لها أثر طفيف على الحساب الجاري للاقتصاديات. كذلك أشار بحث Lee & Chinn (2006) إلى أن الصدمة العابرة المحلية تؤثر بشكل جوهري على الحساب الجاري، بينما أثر الصدمة الدائمة المحلية يكاد لا يذكر. وباستخدام نموذج PVMCA-SVAR قدم Kano (2008) نتائج تطبيقية مشابهة لكل من اقتصاديات بريطانيا وكندا. كذلك توجد دراسات حديثة تظهر أن الصدمات

[5] Present Value or Intertemporal Model of Current Account.

المحلية تؤثر في تغيرات الحساب الجاري، بينما الصدمات العالمية لا تؤثر على هذه التغيرات. ولقد وسع Bussière et al. (2010) النموذج المعياري داخلي الزمن للحساب الجاري بإدراج أثر الانتاجية، واشتق قيود المعادلة التقاطعية (Cross equation) للحساب الجاري والاستثمار وذلك بتحديد تميز بين الهزات (Innovation) المحلية والعالمية على الانتاجية وعلى ميزانية الحكومة، وقد تلاءمت بيانات 21 دولة من دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية (OECD) مع النموذج. وأشارت هذه الدراسة إلى إن الصدمات المحلية على الانتاجية وميزانية الحكومة تؤثر في الحساب الجاري، لكن الهزات العالمية ليس لها أثر. لكن بحث Hoffmann (2013) أوضح بأن نموذج PVMCA يفسر معظم التغيرات في الحساب الجاري لاقتصاد الصين، وبهذا أثبت أن الصدمات العالمية الدائمة تؤثر بشكل مهم على الاقتصاد الصيني. وهذا الاستنتاج يتلاءم مع التوقع بأن هناك عوامل ذات صلة بمدى التطور المالي للصين تقود الفائض في الحساب الجاري للصين. باستثناء نتائج Hoffmann (2013) حول الاقتصاد الصيني، نجد أن أغلب الدراسات تدعم الأثر المحلي على الحساب الجاري.

بناءً على فرضيات نموذج PVMCA ينبغي أن تؤثر الصدمات العابرة المحلية في الحساب الجاري، لأن المستهلكين يحاولون تليين الاستهلاك عبر الاقتراض أو الاقراض من أو إلى باقي العالم. لكن رغم ذلك، ينبغي أن لا تؤثر الصدمات الدائمة المحلية –والتي تتطلب تحولات الاستهلاك في المدى البعيد عوضاً عن التحولات في الاستهلاك خلال الزمن الداخلي- على الحساب الجاري (Ismail and Ahmad 2008, Nason & Regers 2002). وبشكل متشابه أقر Kano (2008) بأنه بعد تخفيف فرضية ثبات نسبة الفائدة العالمية واعتبار نسبة فائدة عشوائية، فإن تأثير الصدمات المحلية على الحساب الجاري يصبح مرتبطا بدوام صيرورة الصدمة. كما أفرز بحث Kano (2008) لغزاً يتمثل في أن الصدمة العابرة المحلية، التي تتغلب على التقلبات في الحساب الجاري، تفسر "القليل" من التقلبات في نسبة نمو الناتج الصافي. لفحص هذا اللغز يمكن أن نختبر ما إذا كانت المتغيرات ذات الأهمية، الناتج الصافي المتوقع ومعدل الصرف الحقيقي المتوقع ونسبة الفائدة المتوقعة في الأسواق العالمية أو معدل عائد الأسهم العالمي، تحتوي على معلومات أساسية لتفسير التغيرات في الحساب الجاري.

انطلاقاً من الأدبيات الحديثة التي تناولت هذا الموضوع يوجد تباين في الاستنتاجات من حيث درجة تأثير الصدمات المحلية والعالمية على الحساب الجاري ومنها على وجه الخصوص (Souki & Enders 2008, Kano 2008, Hoffmann 2013). علما أن الاقتصاد السعودي مرتبط بالطلب الخارجي على السلع النفطية ومرتبط بسعر الدولار الأمريكي (Morsy 2009)، فإن التباين في الحساب الجاري وفي الناتج المحلي الاجمالي يتأثر لا محالة بالصدمات الخارجية، ولكن الأهم يقتضي تحديد ما إذا كان مدى أثر الصدمات الداخلية العابرة - مثل الارتفاع المتوقع في أسعار قطاع السكن (Gete 2010) وقطاع الصحة- على التباين في الحساب الجاري يفوق أثرها على تباين مخرجات الاقتصاد. لكن هذه البحوث بقيت على اعتبار المعادلات على مستوى الاقتصاد الكلي شبه التقليدي، ولم تتناول التحليل عبر نصيب الفرد من المتغيرات الاقتصادية ذات الصلة.

كما أن بحث Cerrato, Kalyoncu, Naqvi and Tsoukis (2014) عمد إلى إدراج معدل نمو السكان بطريقة محاسبية، حيث اعتبر أن نمو نصيب الفرد من الناتج (الاستهلاك) زائد معدل النمو السكاني يتساوى مع نمو الناتج (الاستهلاك) أي $g_{Y,C} := g_{y,c} + n$. لكن رغم ذلك توصل البحث إلى معادلة معدل الحساب الجاري إلى الناتج دون أن تتغير في جوهرها. في حين، نعمد في هذا البحث إلى صياغة مباشرة لمعادلة معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج. نوضح بداية أن التفسير المفيد على المستوى الكلي لكل من Obstfeld and Rogoff (1996) يفضي إلى عجز بنيوي في معادلة معدل الحساب الجاري إلى الناتج، بينما عند اعتبار نصيب الفرد في الاقتصاد من ذات المتغيرات نصل إلى معادلة لمعدل الحساب الجاري أكثر تعميما. وعلى هذا الأساس نصيغ فرضية لاختبار صحة نموذج PVMCA، مما يساعد على معرفة اتجاه ومدى تفاعل كل من نمو نصيب الفرد من الناتج الإجمالي ونمو نصيب الفرد من الاستهلاك الكلي مع معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج. كما يتيح فهم إن كان معدل نمو الاستهلاك ذو مستوى مرتفع غدا سيؤدي إلى مزيد من الادخار الآن، مما يعزز توليد الفوائض في مسار الحساب الجاري. في حين إذا كان معدل نمو الناتج ذو مستوى مرتفع غدا، فإن هذا التوجه سيفضي إلى موارد أقل اليوم، مما قد يتسبب في توليد عجوز في مسار الحساب الجاري.

كذلك أشار بحث Allegret et al. (2014) إلى أن التغيرات في سعر النفط تؤثر بشكل غير خطي على ميزان الحساب الجاري، وذلك تبعا لدرجة التطور المالي للاقتصادات. واوضحت أن التأثير يكون قويا في الاقتصادات المصدرة للنفط ذات الأسواق المالية الضعيفة أو غير المتطورة، في حين يكون التأثير ضعيفا عندما يكون لهذه الاقتصادات عمقا متزايدا في أسواقها المالية. واستنتج في بحث Allegret et al. (2014) أن ارتفاع أسعار النفط لا يعتبر الأهم في أن يقود الفائض في الحساب الجاري في الاقتصاد ذو العمق المالي في السوق الداخلية، وإنما الدور الأهم يكمن في مسار تطوير البعد المالي في الاقتصاد. ويتمثل هذا الدور المهم في التخصيص الأنسب لعوائد النفط المتراكمة، وأن تسعى هذه الاقتصادات نحو إزالة أو تضعيف أثر التقلبات في سوق النفط على النشاط الاقتصادي الحكومي والأهلي.

3. الحساب الجاري في المدى البعيد عبر نموذج داخلي PVMCA

1.3 نموذج نصيب الفرد من الحساب الجاري

نقترح لاختبار صحة النموذج الداخلي الزمن عند المستوى الفردي (PVMCA per capita) مع الأخذ بعين الاعتبار أهمية تداخل الأجيال في السلوكيات الاقتصادية والمالية للأفراد. ونبين في إطار هذه المقاربة أن أهم المعلومات الأساسية لتفسير التغيرات في الحساب الجاري متضمنة في كل من نصيب الفرد من الناتج المحلي الحقيقي الاجمالي ونصيب الفرد من الاستهلاك الكلي الحقيقي ونمو نسمة السكان ومعدل العائد على الأصول الأجنبية. عندما نأخذ بالاعتبار تداخل الأجيال في نموذج داخلي الزمن للاستهلاك (Weil 1989, Obstfeld and Rogoff 1996) نتجاوز التناقض في معادلة الحساب الجاري التي تنتهي بوجود عجز معدل الحساب الجاري إلى الناتج، ونستطيع الوصول إلى نتائج أكثر واقعية وأكثر تعميما. كما نفترض ان الأجيال المتعاقبة تبقي لبعضها البعض ما تواجه به حياتها الاقتصادية والاجتماعية على شكل إرث أو وصايا وعلى افتراض أن الفرد يسعى إلى تعظيم منفعته تحت قيد ميزانيته (لمزيد من التفاصيل غصان والجفري 2016). على مستوى الاقتصاد الكلي وبعد تحديد المعادلة الذاتية التي تحكم حركية تراكم الأصول للفرد b_t لدى الخواص وعند مسار النمو المتوازن، يكون الاستهلاك لكل فرد أي نصيب الفرد من الاستهلاك الإجمالي c_t أو الاستهلاك المتوسط المرجح لكل فرد في المجتمع باشتراط أن $\frac{1+g_y}{1+\tau} < 1$:

$$c_t = (1-\beta)\left[(1+\tau)b_t + \frac{1+\tau}{\tau - g_y} y_t(1-\zeta)\right] \tag{3.1}$$

حيث β معامل موجب متعلق بمزاج المستهلك ويشير إلى وزن المستقبل قياسا على القيم الحالية، ويقاس بمعدل الخصم الذي يعتمده المستهلك، حيث أن $\beta = 1/(1+\delta)$ ويمثل δ معدل الخصم $(0 < \delta < 1)$. ويؤدي تعظيم المنفعة إلى تحديد مسار للاستهلاك وللاستثمار مع افتراض τ معدل العائد على التوظيف المالي للأصول الممتلكة في الخارج حيث $0 < \tau < 1$. وعلى افتراض أن النشاط الاقتصادي للحكومة يتمثل في $z_t := \zeta y_t$ أي أن الحكومة تنفق على كل فرد جزءً ثابتاً من نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي، حيث تدل y_t على نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي، وتدل z_t على نصيب الفرد من النفقات الحكومية. وتشير g_y إلى نمو نصيب الفرد من الناتج، كما تدل g_c على نمو نصيب الفرد من الاستهلاك الكلي.

وعندئذ تكون العلاقة التي تحكم حركية تراكم الأصول لدى الخواص كما يلي

$$b_{t+1} = \frac{\beta(1+\tau)}{1+n} b_t + \left[\frac{\beta(1+\tau) - (1+g_y)}{(1+n)(\tau - g_y)}\right] y_t(1-\zeta) \tag{3.2}$$

يمكن تأويل المعامل $\beta(1+\tau)$ على أنه يحدد الاندفاع الميولي في مسار الاستهلاك الفردي. وفي إطار الاقتصادات الصغرى، وتبعا لمعادلة Bellman (1957) للاستهلاك وعبر دالة المنفعة اللوغاريتمية نصل إلى أن

$$1 + g_c = \beta(1+\tau) \tag{3.3}$$

فإذا كانت $\beta(1+\tau) > 1+n$، فإن المستهلك يستطيع خلال فترة حياته وخلال جيله أن يراكم الأصول المالية عبر الزمن كلما كان هناك نمو اقتصادي حقيقي موجب ورغم أن نسبة نمو الاستهلاك أكبر من نسبة نمو السكان أي رغم عدم استقرار المعادلة الحركية لنصيب الفرد من تراكم الأصول المالية الأجنبية الكلية. في حين إذا كانت $\beta(1+\tau) <$

$1+n$، فإن الأفراد الجدد وحتى إن لم يكن لهم إرث من الأصول المالية الأجنبية فإنهم يلجون للمجال الاقتصاد بشكل أسرع نسبيا من الماضي بحيث يؤدي هذا التحول إلى حالة الاستقرار في المعادلة الحركية لنصيب الفرد من تراكم الأصول الأجنبية. كذلك وفي نفس السياق، كلما كانت نسبة نمو الاستهلاك موجبة تكون إذا نسبة نمو السكان موجبة، ويتجه مسار نصيب الفرد من تراكم الأصول الأجنبية نحو الاستقرار متى ما حصل أن $g_c < n$. يمكننا تحويل المعادلة الذاتية (3.2) إلى صيغة مستقرة، وذلك بتقسيم كل هذه المعادلة على y_{t+1}، ونحصل على ما يلي

$$\frac{b_{t+1}}{y_{t+1}} = \left[\frac{\beta(1+\tau)}{(1+n)(1+g_y)}\right]\frac{b_t}{y_t} + \left[\frac{\beta(1+\tau)-(1+g_y)}{(1+n)(1+g_y)(\tau-g_y)}\right](1-\zeta) \tag{3.4}$$

حيث أن $\frac{b_t}{y_t}$ تمثل معدل صافي الأصول الأجنبية إلى الناتج. إن أول ملاحظة تبرز من معامل معدل صافي الأصول الأجنبية إلى الناتج هي أن معدل نصيب الفرد من النمو الاقتصادي يدني من معدل الأصول الأجنبية الصافية إلى الناتج في المدى البعيد. فكأننا نعتقد أن عوائد الفرد من الناتج تكون أكبر في أفق عمره، مما قد يجعل الفرد ميالا أكثر إلى تخفيض نسبي في جهده الادخاري في المراحل الأولى من حياته الاقتصادية. ويتضح من المعادلة (3.4) أن مسار معدل الأصول الأجنبية إلى الناتج يصير غير مستقر إذا كانت $\beta(1+\tau) > (1+n)(1+g_y)$ أي إذا كان ميل المعادلة الذاتية أكبر من واحد. بينما تتحقق حالة الاستقرار للمعادلة الذاتية لمعدل الأصول الأجنبية على الناتج، عندما يكون معدل نمو نصيب الاستهلاك الفردي لكل جيل أقل من معدل نصيب الفرد من النمو الاقتصادي أي تكون $\frac{1+g_c}{1+n} < 1+g_y$.[6] لكن هذا الشرط الأخير، وفي حالة الاستقرار لمتغيرات المعادلة التي تؤدي إلى الصيغة (3.5)، يجعل معامل الناتج الصافي تابعا لإشارة الفرق بين نمو نصيب الفرد من الاستهلاك ونمو نصيبه من الناتج في معادلة معدل صافي الأصول الأجنبية إلى الناتج:

$$\frac{b}{y} = \frac{(1+g_c)-(1+g_y)}{\left[(1+n)(1+g_y)-(1+g_c)\right](\tau-g_y)}(1-\zeta) \tag{3.5}$$

مما يدل على أن كل جماعة بشرية (بمعنى جيل) في الاقتصاد يمكنها أن تقترض متى ما كانت

$$\frac{1+\tau}{1+\delta} > 1+g_y > 1$$

وذلك لامتلاكها أصولا أجنبية، ولأنها تستفيد من الربحية في السوق العالمية خاصة أن نسبة الربحية أكبر من معدل الخصم المتوقع، لكن بشرط أن يكون النمو الاقتصادي الحقيقي موجب.

وفي حالة الاستقرار أيضا، نصيغ الآن معادلة معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري ca_t إلى نصيبه من الناتج y_t وذلك انطلاقا من المعادلة (3.6) التي تمثل دالة معدل نصيب الفرد من الاستهلاك الكلي إلى نصيبه من الناتج المحلي الإجمالي:

$$\frac{c_t}{y_t} = (1-\beta)\left[(1+\tau)\frac{b_t}{y_t} + \frac{1+\tau}{\tau-g_y}(1-\zeta)\right] \tag{3.6}$$

ومن متطابقة الحساب الجاري، نحصل على ما يلي

$$\frac{ca_t}{y_t} := (1+g_y)\frac{b_{t+1}}{y_{t+1}} - \frac{b_t}{y_t} \Longrightarrow \frac{ca}{y} = g_y\frac{b}{y}$$

ونستنتج منها أن

$$\frac{ca}{y} = \frac{g_y\left[(1+g_c)-(1+g_y)\right]}{\left[(1+n)(1+g_y)-(1+g_c)\right](\tau-g_y)}(1-\zeta) \tag{3.7}$$

[6] وهذه الحالة أقرب إلى السلوك الرشيد، الذي لا يدفع الفرد ضمن أسرته في إطار جيله إلى تزايد وتيرة استهلاكه تتجاوز وتيرة نمو دخله خاصة عند وجود النظام البنكي الفائدي الذي يدفع باتجاه مزيد من القروض على الأفراد.

ويتضح من هذا النموذج في حالة الاستقرار، إمكانية وجود فائض في معدل الحساب الجاري على الناتج وذلك تحت شرط استقرار مسار الناتج أي $\tau > g_y$ وعندما يتحقق أن $\beta(1+\tau) > 1+g_y > 1$. وكلما كانت نسبة نمو السكان متزايدة كلما كان العنصر الأول في يسار مقام المعادلة (3.7) موجبا. وبالتالي يوجد أكثر من مبرر اقتصادي يدفع في اتجاه توظيف الفائض في الميزان الجاري عبر الأصول الأجنبية. في حين عند $\beta(1+\tau) < 1+g_y$، فتظهر حالة العجز في معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج، وفي هذه الحالة يحتاج الاقتصاد إلى الاقتراض أو التمويل من الخارج حتى يواصل مساره الإنتاجي المحلي.

2.3 مرونة الحساب الجاري اتجاه أهم المتغيرات

على افتراض أن العنصر يسار المقام موجب وعلما أن العنصر الثاني موجب في المعادلة (3.7)، نستطيع اشتقاق آثار نمو نصيب الفرد من الناتج الإجمالي ونمو نصيب الفرد من الاستهلاك الكلي وكذلك النمو السكاني على معادلة معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج. نحدد أولا الاشتقاق الجزئي للمعدل الأخير حتى نتعرف على مضاعف نمو نصيب الفرد من الناتج الإجمالي على $\frac{ca}{y}$:

$$(3.8a)\quad \frac{\partial\left(\frac{ca}{y}\right)}{\partial g_y} = \left[\frac{V_1-(1+n)U_1}{V_1^2}\right]\left(\frac{U_2}{V_2}\right)+\left[\frac{U_2-V_2}{V_2^2}\right]\left(\frac{U_1}{V_1}\right) = \frac{(n-g_c)U_2}{V_1^2V_2}+\frac{(g_c-\tau)U_1}{V_2^2V_1}$$

حيث أن $U_2 := (1+g_c)-(1+g_y)$ و $U_1 := g$ و$V_1 := (1+n)(1+g_y)-(1+g_c)$، وتبعا لشرط الاستقرار لمسار الناتج $V_2 := \tau - g_y > 0$. وعلى افتراض وجود فائض في معدل الحساب الجاري على الناتج أي أن $V_1 > 0$ و $U_2 > 0$. كما نفترض أن $U_1 > 0$. بما أن $n < g_c$، يتضح إذا أن العنصر الأول من الصيغة (3.8a) سالب الإشارة. وإذا كانت $g_c < \tau$ تكون إشارة الاشتقاق سالبة، مما يدل على أن زيادة نمو نصيب الفرد من الناتج تؤدي إلى تراجع معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج. أي أن السعي المبكر للنمو، لكي تكون الموارد المالية متاحة بشكل متزايد عبر الزمن، قد تؤدي إلى فوائض في الحساب الجاري خاصة إذا كان معدل عائد الأصول الأجنبية يفوق كل من نمو نصيب الفرد من الاستهلاك ونمو نصيبه من الناتج. فإن تضحية الفرد في تأجيل استمتاعه من الطيبات مع وجود المبرر الاقتصادي لهذا السلوك، قد يكون لها أثر كلي من حيث زيادة مستوى الادخار. ومع الزيادة في حجم السكان وخاصة فئة الموارد البشرية النشطة، فإنه من المحتمل إذا زاد نمو نصيب الفرد من الناتج أن يتناقص معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج.

في حين، إذا كانت $g_c > \tau$، عندئذ تكون إشارة المضاعف حسب النتيجة الجبرية لتفاعل كل من نمو عدد السكان ونصيب الفرد من الاستهلاك ونصيبه من الناتج مع U_2V_2 و U_1V_1. نجد ثلاثة عناصر سالبة وخمسة عناصر موجبة،[7] وعلى افتراض أن معدل عائد الأصول الأجنبية أقرب إلى معدل نمو نصيب الفرد من الناتج مقارنة بمعدل نمو نصيب الفرد من الاستهلاك، فإن ضم العنصر الأول السالب مع العنصر الثالث الموجب وضم العنصر الثاني السالب مع العنصر الثاني الموجب يؤدي إلى نتيجة سالبة. في حين فإن ضم العنصر الثالث السالب مع العنصر الرابع الموجب يفضي إلى نتيجة موجبة لكن مع مدى أصغر مقارنة بالنتائج السالبة. يبقى أن النتيجة النهائية ترتبط بأثر العناصر المتبقية الموجبة أي الأول والخامس (ما تظهر في الهامش 5). وبحكم أن هذه القيم الأخيرة أصغر قيمة، فيمكن أن نغلب فرضية المضاعف السالب. لذلك نجد أن Aizenman and Sun (2010) يؤكد أنه رغم سرعة أو تباطؤ النمو في الاقتصاد الصيني، فإن فائض حسابه الجاري يبقى مقيدا بالقدرة المحدودة في نمو الاقتصادات التي تتعامل معها، والتي قد تعاني من عجوز في الحساب الجاري، مما قد يعيق نموها الاقتصادي.

من جهة أخرى، نحدد مضاعف نمو نصيب الفرد من الاستهلاك الكلي على $\frac{ca}{y}$:

---

[7] تتمثل العناصر السالبة في كل من $-g_c[g_c(\tau-g)]$ و $g[g_c(\tau-g_c)]$ و $n[g(g-\tau)]$. أما العناصر الخمسة الموجبة فتتمثل في $g[g(g_c-\tau)]$ و$g_c[g(\tau-g)]$ و $n[g_c(\tau-g)]$ و $n[g(g_c-\tau)]$ وفي الأخير $n[g^2(g_c-\tau)]$.

$$\frac{\partial\left(\frac{ca}{y}\right)}{\partial g_c} = \frac{g(g_c - g_y)}{V_1^2 V_2} + \frac{g(\tau - g_y)}{V_2^2 V_1} = \frac{gU_2}{V_1^2 V_2} + \frac{(\tau - g_y)U_1}{V_2^2 V_1} \quad (3.8b)$$

بما أن $U_1 > 0$ وأن $U_2 > 0$ واعتمادا على شرط استقرار مسار الانتاج أي أن $V_2 > 0$، مما يدل على أن هذا المضاعف له إشارة موجبة. فعندما يزيد نمو نصيب الفرد من الاستهلاك الكلي، يرتفع نمو معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج. مما يدل أولا على أنه في الاقتصاد لا يوجد بالضرورة تجانس بين حركية مسار نصيب الفرد من الناتج الإجمالي الحقيقي وحركية مسار نصيب الفرد من الاستهلاك الكلي، ثانيا يبدو أن الاقتصاد يتسم ببعض الصمود بقبوله مستويات منخفضة من الاستهلاك لكنها متزايدة، رغم أن هذا الاستهلاك تابع لنسب نمو اقتصادي مرتفعة. كذلك، من المتوقع أن تختلف قيمة مضاعف الناتج عن قيمة مضاعف الاستهلاك، حيث أن المعاملات المقابلة تجعل نمو أحدهما مرتبط بالآخر. وأخيرا، يمكن أن نستنتج إشارة أثر معدل نمو السكان على معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج:

$$\frac{\partial\left(\frac{ca}{y}\right)}{\partial n} = \left[\frac{-(1+g)U_1}{V_1^2}\right]\left(\frac{U_2}{V_2}\right) = \frac{-g(1+g)U_2}{V_1^2 V_2} \quad (3.8c)$$

ويتضح أن مضاعف معدل نمو السكان له إشارة سالبة، وتتجلى في بعض البحوث التطبيقية مثل Karras (2009). وهذه النتيجة متوقعة خاصة أن زيادة نسمة السكان توسع من عدد المستفيدين من تدفقات فوائض الحساب الجاري خاصة عند تداخل الأجيال بحيث يستفيد الجيل الجديد لسنوات من الجهد الاقتصادي للجيل السابق إلى حين الولوج الفعلي للجيل الجديد في النشاط الاقتصادي والمالي.

وعلى ضوء ما تقدم، وتبعا لرأي Sachs (1982) أنه من المهم صياغة نماذج نظرية تركز على عدد محدد من المتغيرات ذات الطابع العشوائي حيث يمكن استنتاج المستوى الأمثل من الأصول الأجنبية، يمكن اشتقاق المعادلة التالية القابلة للتقدير بعد جعل المعادلة (3.7) في صيغة خطية:

$$\frac{ca_t}{y_t} = \beta_0 + \beta_1 g_{y_t} + \beta_2 g_{c_t} + \beta_3 n_t + u_t, \quad \beta_1 < 0,\ \beta_2 > 0,\ \beta_3 < 0 \quad (3.9a)$$

حيث أن المعاملات β_i مع $i = 1,2,3$ تتمثل مبدئيا في الإشتقاق الجزئي في كل صيغة من المعادلات (3.8). كما أن β_0 يتم تقديرها باستخدام نتائج الاشتقاق الجزئي والقيم المتوسطة ضمن عينة البحث لكل من نمو نصيب الفرد من الناتج الإجمالي الحقيقي ونصيبه من الاستهلاك الكلي والنمو السكاني. كما يمكن أن نختبر قيدا على الاشتقاق الجزئي على كل من نمو الناتج والاستهلاك عبر الصياغة (3.9b):

$$\frac{ca/y}{g_y} = \beta_1 + \beta_2 \quad (3.9b)$$

ونبين أن هذا القيد يأتي نتيجة للمرونة بين معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري c_t إلى نصيبه من الناتج y_t ونمو نصيب الفرد من الناتج الإجمالي g_{y_t}، بحيث أن

$$\frac{g_y}{g_c} E\left(\frac{ca}{y}, g_c\right) + E\left(\frac{ca}{y}, g_y\right) = 1 \quad (3.9c)$$

لذا فإن شبه المرونة لمعدل الحساب الجاري اتجاه كل من g_c و g_y تؤدي عند جمعها إلى واحد، وذلك عند اشتراط المعادلة (3.9b)، والتي تتيح إذا اختبار صحة مقاربة نموذج داخلي الزمن للحساب الجاري في المدى البعيد.

تشير الفرضية (3.9b) إلى أن كل من نمو نصيب الفرد من الناتج الإجمالي g_{y_t} ونمو نصيب الفرد من الاستهلاك الكلي g_{c_t} يتفاعلان في اتجاه عكسي مع معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج. بمعنى أن معدل نمو مرتفع للاستهلاك غدا سيؤدي إلى مزيد من الادخار الآن، كما حصل مثلا في الاقتصاد الصيني تبعا لدراسة Yang, Zhang, Shaojie (2010)، مما يعزز مسار الفائض في الحساب الجاري. بينما أن معدل نمو مرتفع للناتج غدا سيفضي إلى موارد أقل اليوم، مما يعزز العجز الخارجي ويتطلب الادخار الاحتياطي لمواجهة التقلبات خاصة في

نمو الناتج (Sandri 2011). لذلك فإن المسألة تكمن في معرفة أي أثر يتغلب على الآخر، وهي مسألة تطبيقية ننجزها في الفقرة اللاحقة. حيث نعمد إلى استخدام نموذج التقهقر الذاتي البنيوي لاختبار قيد المدى البعيد (3.9b) في إطار العينات وعند القيم المتوسطة لكل من معدل الحساب الجاري ومعدل النمو الاقتصادي.

نشير كذلك إلى أنه في حالة الاستقرار، ومع إمكانية وجود فائض في معدل الحساب الجاري على الناتج، نشترط أن $\tau > g_y > 0$، ونحصل على ما يلي

$$1 + g_c = \frac{1+\tau}{1+\delta} > 1 + g_y > 1 \implies \tau > \delta \text{ and } g_c \geq g_y$$

مما يؤدي إلى نمو موجب لنصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، وأن الحالة الصافية للأصول المالية في الخارج، أي ثروة الاقتصاد في الخارج، تؤثر موجبا على معدل الحساب الجاري إلى الناتج سواء تعلق بالفرد الممثل للاقتصاد أو بتداخل الأجيال في النشاط الاقتصادي.

4. تحديد نموذج SVAR-X

ينطلق البحث من النموذج النظري داخلي الزمن (Inter-temporal Model)، والذي تم اختزاله في المعادلة (3.9a). وفي إطار نظرية الحساب الجاري داخلية الزمن يعتبر الحساب الجاري كأنه أداة صقل لتليين الاستهلاك عند مواجهة الصدمات على الناتج والاستثمار والنفقات الحكومية، وذلك عبر الإقراض أو الاقتراض من الأسواق المالية العالمية. ويمتاز هذا النموذج باعتماده على سلوك المجتمع كمستهلك وكمنتج في تحقيق التعديلات اللازمة لكي يؤول الاقتصاد إلى التوازن، كما يعتمد طبعا على تدخل السلطات الحكومية المختصة للتحكم قدر الإمكان في تداعيات أي صدمة خارجية أو محلية خاصة الدائمة منها. يركز البحث على اختبار صحة هذا النموذج عبر منهجية نموذج التقهقر الذاتي البنيوي (Structural VAR-X)، وذلك من خلال تحليل أثر الصدمات الداخلية العابرة والدائمة وأثر الصدمات العالمية العابرة والدائمة على الحساب الجاري. وتتمثل أهم الصدمات الداخلية عموما في التغيرات المتوقعة وغير المتوقعة في الناتج والاستهلاك، وتتمثل أهم الصدمات العالمية في التقلبات المتوقعة وغير المتوقعة في معدل الصرف الحقيقي وسعر النفط في الأسواق العالمية ومؤشر القيمة النسبية للواردات على الصادرات الحقيقية كمعدل التبادل التجاري (Cashin et al. 2003)، ونسبة الفائدة العالمية ومعدل عائد أسواق الأسهم العالمية.

توجد عدة قنوات من خلالها يحصل التأثير على الحساب الجاري، من أهم القنوات التقليدية نجد التغيرات في السيولة المتاحة المتوقعة والاستهلاك الذي تقوده التغيرات المتوقعة في الأسعار النسبية للسلع. وفي بحثنا نفحص ما إذا كانت استجابة نموذج PVMCA اتجاه مجموعة من الصدمات البنيوية ذات معنوية، وأي منها يتغلب على باقي الصدمات الممكنة. ونتوقع أن النموذج (3.9a) سيفرز صدمات متفاوتة في مداها وأثرها على التقلبات في الحساب الجاري. لذلك نستخدم منهجية متجهة التقهقر الذاتي البنيوي لملائمتها في تحليل التفاعلات الحركية بين معدل الحساب الجاري إلى الناتج ونمو نصيب الفرد من الناتج الإجمالي والاستهلاك بالإضافة إلى النمو السكاني. وتساعد هذه المنهجية في عزل كل حركية عبر السلاسل الزمنية للمتغيرات ذات الصلة إلى ثلاثة أنماط من الصدمات البنيوية المتعامدة، والتي تمتلك مضمونا اقتصاديا معينا. يمكن صياغة النموذج العام المختزل VAR-X حسب ما يلي:

$$(4.1) \qquad Y_t = c + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \Theta_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad \Leftrightarrow \quad C(L)Y_t = \Theta(L)x_t + \varepsilon_t$$

حيث تمثل X_t المتغيرات المعتبرة في النموذج (9a) أي $Y = (cay, goy, goc)$ و $x = n$، والتي تدل تباعا من اليسار إلى اليمين على معدل الحساب الجاري إلى الناتج، نمو نصيب الفرد من الناتج، نمو نصيب الفرد من الاستهلاك، نمو الساكنة البشرية. وتمثل c متجهة القواطع الثابتة كما أن العدد p يدل على أقصى طول للإبطاء، وتدل $C(L)$ على مصفوفة الإبطاء المتعدد الحدود مع L عامل الإبطاء. كما تبرز A_i المصفوفة 3×3 التي تتضمن معاملات النظام، و ε_t ترمز إلى متجهة الأخطاء العشوائية وتمنح بعد التقدير البواقي المختزلة وتخضع للفرضيات التالية $E(\varepsilon_t \varepsilon'_{t-i}) = 0$ و $E(\varepsilon_t \varepsilon'_t) = \Omega$. ولإشتقاق دوال الاستجابة، التي تتيح التأويل الاقتصادي والمالي انطلاقا من البواقي المختزلة، يمكن صياغة النموذج البنيوي كما يلي (Breitung et al. 2004):

$$AY_t = cst + \sum_{i=1}^{p} A_i^* Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \Theta_j^* x_{t-j} + Bu_t \quad (4.2)$$

حيث تمثل u متجهة الصدمات البنيوية غير المشاهدة. وانطلاقا من الصيغ السابقة (4.1) و (4.2) نجد العلاقة الأساسية التي تربط بين البواقي المختزلة ε والصدمات البنوية:

$$A\Theta(L) = \Theta^*(L) \quad (4.3a)$$

$$A\varepsilon_t = Bu_t \quad (4.3b)$$

يمكن تقدير عناصر المعادلة (4.3a) ذات الصلة بالمتغير خارجي المنشأ انطلاقا من تقدير النظام المختزل VAR-X، في حين نحتاج إلى تحديد عناصر المصفوفة A، ويرتبط هذا التحديد بنوع القيود المفترضة. كما يتضح من المعادلات (4.3) أن إدراج متغيرات خارجية المنشأ في النموذج لا تؤثر في تحديد الصدمات البنيوية، ويعقد على المعادلة (4.3b) في بلورة نموذج VAR البنيوي (Ocampo and Rodriguez 2012). تشير المصوفتان A و B إلى وجود علاقة خطية بين الأخطاء العشوائية المختزلة والبنيوية، ويتم تحديد هذا النظام عبر فرض قيود على بعض عناصر المصفوفتين، وذلك باللجوء إلى ما تشير إليه نظريات الاقتصاد والمال أو النتائج النظرية المبرهنة في الفقرة 3. بينما يتم تقدير ما تبقى من عناصر المصفوفتين (Lutkepohl et al. 2004).

يمكن تحديد طبيعة العلاقة بين الأخطاء العشوائية المختزلة والصدمات البنيوية في نموذج AB (Amisano and Giannini 1997) بالاعتماد على التفاعلات المفترضة بين متغيرات المعادلة (3.9a) وبناءا على القيود الصفرية للمدى القريب لاستبعاد بعض عناصر المصفوفتين A و B، مما يؤدي إلى صياغة النظام التالي:

$$\begin{cases} \varepsilon_t^{cay} = b_{12}u_t^2 + b_{13}u_t^3 + b_{11}u_t^1 & b_{12} < 0, b_{13} > 0 \\ \varepsilon_t^{goy} = -a_{21}\varepsilon_t^{cay} + b_{22}u_t^2 & a_{12} < 0 \\ \varepsilon_t^{goc} = -a_{32}\varepsilon_t^{goy} + b_{33}u_t^3 & a_{32} > 0 \end{cases} \quad (4.4)$$

حيث يدل المعامل a_{ji} على مدى استجابة المتغيرة j عند حدوث هزة غير متوقعة في المتغيرة i. كما يشير المعامل b_{ji} إلى مدى استجابة المتغيرة j عند حدوث صدمة بنيوية في المتغيرة i. بناء على النتائج النظرية للمعادلة (3.9a)، نعتبر أن الصدمات البنيوية في كل من نمو الناتج والاستهلاك تؤثر على الهزات العشوائية في معدل الحساب الجاري إلى الناتج.[8] كما تنعكس هذا الأخيرة على الهزات المختزلة في نمو الناتج بالإضافة إلى تأثير الصدمات البنيوية الذاتية لنمو العرض. وبناءً على الفرضية الاقتصادية الطبيعية يؤثر الدخل الفردي على الاستهلاك الفردي، كما يتأثر هذا الأخير بالصدمات البنيوية الذاتية للجهد الاستهلاكي الفردي. يتبين إذا أن النظام (4.4) ذو تشخيص ناقص، لأن عدد العناصر غير المعلومة وهو 7، والتي تتمثل في عدد المعاملات 4 وعدد معاملات التباين 3، مما يستوجب تقديرها باستخدام 6 عناصر التباين والتغاير المستخرجة من نموذج التقهقر الذاتي المقدر. وعندئذ يكون النظام (4.4) قابلا للتشخيص عندما نستطيع تحديد التأثير التلقائي العشوائي للنمو الاقتصادي على نمو الاستهلاك عبر معامل المدى القريب a_{32} ذو الأثر الموجب. مع سحب العناصر الأخرى في المعادلة الثالثة للنظام (4.4)، يمكن أن نؤول المعامل a_{32} كمرونة الاستهلاك الفردي اتجاه الدخل الفردي، وبالتالي نفترض أن $0 < a_{32} \leq 1$. كما يستحسن تقدير مرونة المدى القريب لنمو الاستهلاك اتجاه نمو الدخل أو اعتبار قيم متوسطة لهذه المرونة. ونعتمد على هذا التقدير لإيجاد حل للنظام (4.4) خلافا لما يوجد في عدد من الدراسات السابقة مثل Mitra (2006)، والتي تقتصر على استخدام القيود الإفتراضية اعتمادا على النظرية الاقتصادية السائدة. ويظل أن مدى تجاوب نمو نصيب الفرد من الاستهلاك عند أي هزة عشوائية في نصيب الفرد من الدخل لها أيضا صبغة عشوائية تؤثر على سلوك الفرد.

يبدو من كل معادلة في النظام (4.4) أن الهزات غير المتوقعة تتاثر بالصدمات الخارجية المنشأ مثل صدمات الأسواق الخارجية، وصدمات العرض، وصدمات سلوك طلب الأسر. ولذلك فإن النموذج المقترح يترجم إلى حد هام

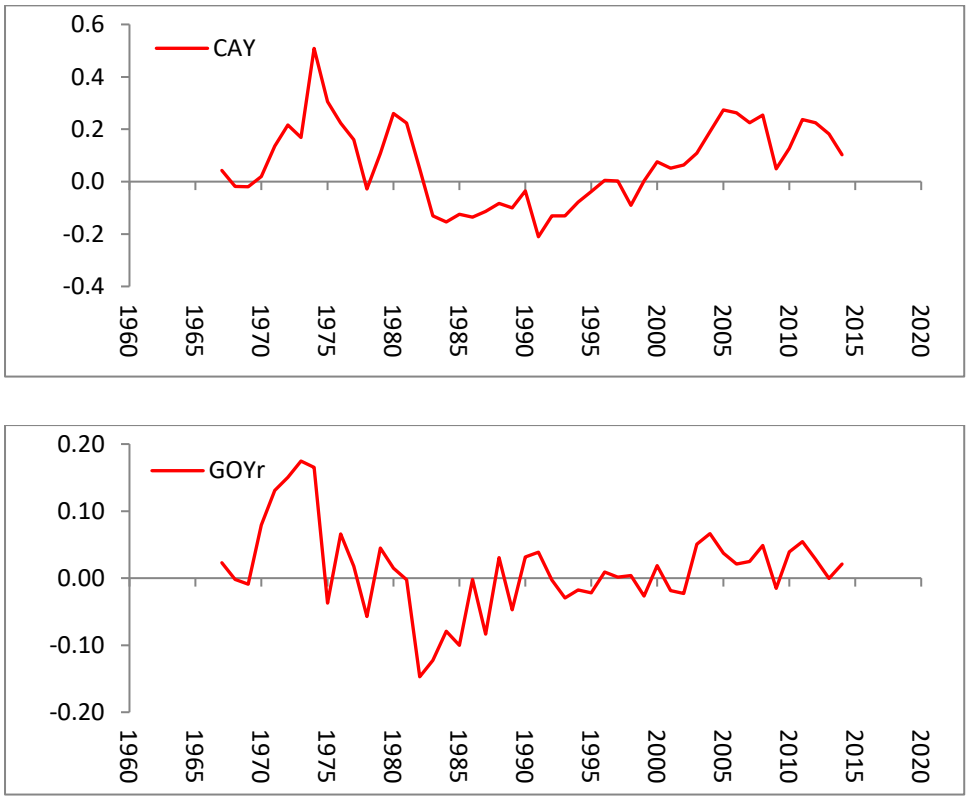
[8] نصطلح على الصدمة البنيوية في الحساب الجاري والناتج والاستهلاك على التوالي وترميزا بالصدمة المختزلة للأسواق التجارية والمالية العالمية (1)، وصدمة العرض (2)، وصدمة الطلب (3). وللتعريف فإن الحساب الجاري التراكمي يمثل صافي الأصول المالية الخارجية.

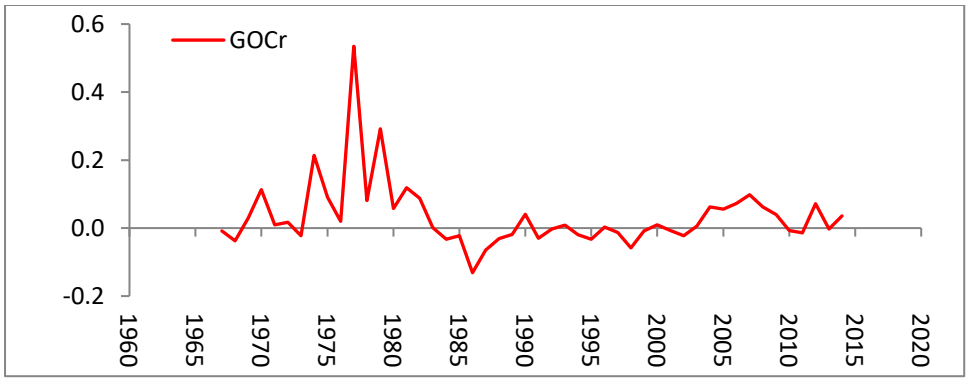
ما يحدث من تفاعلات في آلة الاقتصاد عبر سلوك المنتجين والمستهلكين. بتأويل الصدمة البنيوية لمعدل الحساب الجاري على الناتج كصدمة للأسواق الخارجية، يمكن البرهنة على وجود أثر العوامل الخارجية ونكشف عنه عبر الرد الاندفاعي أو التجاوبي لمتغيرة cay عند أي صدمة بنيوية في الأسواق الخارجية. كما يمكن أن نرصد تاثير باقي الصدمات على المتغيرة cay.

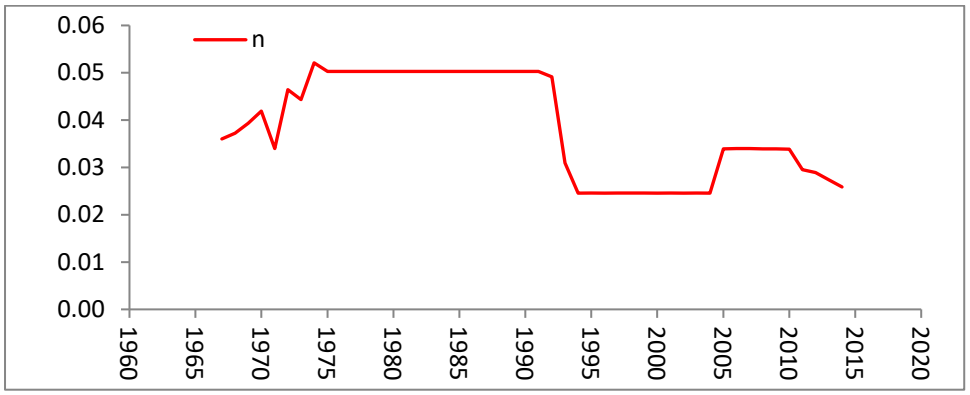
5. البيانات الإحصائية والاختبارات اللازمة

قصد دراسة الحساب الجاري للاقتصاد السعودي، ننطلق من المصادر المعتمدة للبيانات الإحصائية: مصلحة الإحصاءات العامة والمعلومات (حاليا الهيئة العامة للإحصاء منذ أكتوبر 2015)، ومؤسسة النقد العربي السعودي، بالإضافة إلى مصادر عالمية مثل تقارير إحصائية لصندوق النقد الدولي وإحصائيات الأمم المتحدة وإحصاءات أوبك (2015). وقد تمت بلورة مختلف المتغيرات الكلية على المستوى السنوي وذلك خلال فترة زمنية تقرب من خمسة عقود من 1967 إلى 2014 أي 48 مشاهدة سنوية، والتي تم عرضها وصفيا في الجدول 1 (الملحق). ولإدراك تدفقات الاقتصاد الحقيقي كان لابد من استعمال مؤشرات للأسعار قصد اعتبار مختلف المتغيرات بالأسعار الثابتة لعام 1999. نجد في رسوم بيانية 2 على التوالي التطور الزمني لكل من معدل الحساب الجاري إلى الناتج، نمو نصيب الفرد من الناتج الحقيقي، نمو نصيب الفرد من الاستهلاك الحقيقي، ونمو السكان. باستخدام اختبار جذر الوحدة ADF، نجد كما هو متوقع أن السلاسل الزمنية ذات تكامل بدرجة واحد أي I(1) (الجدول 2 في الملحق).

رسوم بيانية 2. المتغيرات ذات الصلة







تبرر هذه النتائج أهمية استخدام نموذج متجهة التقهقر الذاتي بالفوارق الأولى للمتغيرات. كما تدعو أيضا إلى توظيف اختبار التكامل المشترك لاحتمال وجود علاقات مستقرة على المدى البعيد بين المتغيرات ذات التكامل بدرجة واحدة. وباستخدام اختبار Johansen للتكامل المشترك بين المتغيرات الثلاثة، وذلك عبر إحصائيتي الأثر والقيمة المميزة. وبافتراض وجود التقاطع والاتجاه الزمني الخطي في نموذج الاختبار، يتضح عدم وجود علاقة تكامل مشترك على المدى البعيد بين معدل الحساب الجاري إلى الناتج، ونمو نصيب الفرد من الناتج الحقيقي ونصيبه من الاستهلاك الأسري الحقيقي، مع اعتبار نمو السكان متغير خارجي المنشأ (الجدول 3 في الملحق).[9] وتبعا لهذه النتيجة، يمكننا تقدير نموذج التقهقر الذاتي VAR بالفروق الأولى للمتغيرات، والتي تدل على سرعة نموها وأن المعاملات تؤول على أساس أنها الميول الحدية لسرعة التحول عبر الزمن. وبالتالي، سوف نركز تطبيقيا على تحليل علاقة المدى القريب بين المتغيرات ذات الصلة، ولا نحتاج إذا إلى توصيف نموذج التقهقر الذاتي مع تصحيح خطأ المدى البعيد أي نموذج VAR-Cointegrating Error، لأننا لا نفقد أي معلومة في المدى البعيد التي تربط عبر المسارات الحركية بين المتغيرات ذات الاهتمام. وقد تم تقدير نموذج VAR باستخدام الفروق الأولى للمتغيرات لأن هذه الفروق ساكنة. وتتمثل هذه المتغيرات على التوالي في نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج $(dcay)$ ونمو نمو نصيب الفرد من الناتج $(dgoy)$ ونمو نمو نصيب الفرد من الاستهلاك $(dgoc)$ ومع اعتبار خارجية المنشأ لنمو نمو السكان (dn). كما اعتمدنا على إبطاء أحادي بناءا على معايير المعلومات (ملاحظة الجدول 3 في الملحق). يتضح أن اختبار الاستقرار لنموذج VAR(1)، وذلك لوقوع معكوس جذور الانحدار الذاتي المميزة والمتعددة الحدود داخل دائرة الوحدة. كذلك للتأكد من أن البيانات تدعم فرضية الأخطاء العشوائية البيضاء أي غير المؤثرة، أجرينا اختبار الارتباط التسلسلي

[9] إن غياب التكامل المشترك يعتبر لغزا، لكن يمكن تفسيره بالمنطق الذي تتضمنه كل سلسلة زمنية. كذلك يمكن أن يعزى هذا الغياب إلى صغر حجم العينة وتردد المشاهدات وإلى إمكانية وجود علاقة غير خطية (Engle and Granger 1991). نركز عبر هذه الجزئية على معرفة ما إذا كان نموذج التقهقر الذاتي ذو التكامل المشترك أفضل من نموذج التقهقر الذاتي البنيوي في تقدير حركية مسارات المتغيرات. ومع ذلك، فإن نموذج SVAR هو نموذج VAR يتضمن تحديدا خاصا لنموذج البواقي، والتي يمكن تطبيقها على كل من نظام VAR ذو التكامل المشترك وعلى VAR بالفروق الأولى دون تكامل خطي مشترك.

المتعدد البواقي. وتبين عبر اختبار مضاعف Lagrange قبول فرضية العدم بأنه ليس لبواقي VAR(1) ارتباط تسلسلي وعند مستوى معنوية 1% حتى الإبطاء 12. كما تم إجراء اختبار الارتباط الذاتي بين البواقي الخام لنموذج التقهقر الذاتي بإبطاء، واتضح عبر إحصائية Q لاختبار Portmanteau وعند مستوى المعنوية الإحصائية 1% قبول فرضية العدم بغياب الارتباط الذاتي بين بواقي VAR(1). كما أن اختبار Jarque-Bera الفردي أو المشترك ساعد على فحص فرضية العدم أي التوزيع الطبيعي المتعدد، وتبين رفض فرضية العدم، وقد يرجع السبب ترجيحا إلى أثر تفرطح وأثر الالتواء على التوزيع الاحتمالي من خلال بواقي المعادلات الفردية لنمو نمو نصيب الفرد من الاستهلاك (الجدول 4 في الملحق). كما تم عرض مصفوفتي الارتباط والتغاير للبواقي في الجدول 5 (الملحق).

6. تقدير وتأويل نموذج SVAR ودوال الاستجابة

تعتبر نتائج تقدير نموذج التقهقر الذاتي ذات أهمية قصوى، لأنها تمثل المدخلات الأساسية للنموذج البنيوي وذلك عبر استخدام البواقي المختزلة. لذلك ينبغي إجراء عدة فحوص أساسية على بواقي نموذج VAR للتأكد من استقراريتها. وبداية أوضحت عدة اختبارات لفحص ثبات المعاملات في كل معادلة فردية، وتبين ثباتها، مما يدل على أن نظام التقهقر الذاتي لا يحتوي على معاملات مختزلة غيرثابتة.

نستنبط تقدير البواقي البنيوية أي الصدمات لنموذج SVAR من البواقي المختزلة أي الهزات لنموذج VAR وذلك عبر التعميل البنيوي. وكما أوضحنا سابقا أن النظام (4.4) ذو تشخيص ناقص، وبعد تقدير مستقل لمرونة المدى القريب لنمو نصيب الفرد من الاستهلاك اتجاه نمو نصيبه من الدخل عبر استخدام طريقة المربعات الصغرى لم نتوصل إلى معنوية إحصائية لمعاملات نموذج AB، لذا تم الاعتماد على فرضية أحادية شبه المرونة بين نمو الاستهلاك الفردي ونمو الدخل الفردي لإيجاد حل للنظام (4.4) وذلك على غرار ما يوجد في عدد من الدراسات السابقة مثل (Mitra 2006) حيث اعتمد على نتيجة نظرية اقتضت أحادية المرونة بين نفقات الحكومة والنتاتج.[10] وعندئذ يصبح النظام (4.4) ذو تشخيص تام، لأن عدد العناصر غير المعلومة صار 6 وتتمثل في 3 معاملات التباين و3 معاملات التغاير وهي على التوالي $(b_{11}, b_{22}, b_{33}, b_{12}, b_{13}, a_{21})$، وعدد عناصر التباين والتغاير بقي يساوي 6 وهي تباينات وتغايرات المنبثقة عن البواقي المختزلة لنظام VAR.

بعد الفحص الإحصائي نجري التحليل البنيوي، نستعمل التفكيك البنيوي (Structural Decomposition) عبر التحويل المتعامد المقدر انطلاقا من المصفوفات التعاملية (Structural Factorization)، وذلك بتقدير المصفوفتين A و B أي مصفوفتي التأثيرات المعاصرة للصدمات البنيوية الأربعة $u_t^{i=1,2,3}$ بطريقة الترجيح الأقصى (Maximum Likelihood).[11] إذا كانت الصدمات البنيوية غير مرتبطة بشكل معاصر، فإن تأويل رد الاندفاع أو الاستجابة سيكون سهلا، بحيث تكون u_t^i بمثابة صدمة على المتغيرة الداخلية المنشأ. لكن هذه البواقي عموما ما تكون مرتبطة، ولذلك وحتى يتسنى لنا تأويل وقراءة الاندفاعات (Impulsions) نحتاج إلى تطبيق مصفوفة تحويل P على الهزات المختزلة حتى تصبح غير مرتبطة فيما بينها: $v_t = Pu_t \sim (0, D)$ حيث تمثل D مصفوفة تغاير قطرية. وعندها نحصل على مقدرات نموذج SVAR مع القيم الاحتمالية لمستوى المعنوية الاحصائية، التي وضعت بين قوسين، وذلك حسب ما يلي:

---

[10] ونبين أن معنوية معاملات نموذج AB تتحقق عندما نشترط أن $0.63 < a_{32} \leq 1$.

[11] إن طريقة الترجيح الأقصى لا تمكن من إيجاد حل تحليلي، لذلك نسعى للحل التقريبي. ونحصل على القيمة الأعظم للترجيح باعتبار القيود الموضوعية على A و B، والتي تنبثق عن الشكل البنيوي للنظام. ويمكن صياغتها عبر نموذج AB وحلها عبر الطرق المثلى العددية (Numerical Optimization Methods). وتم اقتراح طريقة خوارزمية النتيجة (Scoring Algorithm)، وذلك لإيجاد الحل عبر حساب ارتدادي (Breitung et al., Chapter 4, 2004; Amisano and Giannini 1997). بما أن النظام (4) ذو تشخيص تام، يمكن إذا تقدير معاملات النموذج AB عبر إيجاد القيمة الدنيا السالبة للوغاريتم الاحتمالية المركزة (Concentrated Log-Likelihood):

$$\ln L_c(A,B) = -\frac{KT}{2}\ln(2\pi) + \frac{T}{2}\ln|A|^2 - \frac{T}{2}\ln|B|^2 - \frac{T}{2}\mathrm{tr}\left(A'B'^{-1}B^{-1}A\widetilde{\Omega}_\varepsilon\right)$$

حيث تمثل $\widetilde{\Omega}_\varepsilon = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_t'$ المصفوفة المقدرة لتباين-تغاير بواقي نموذج VAR أي $\hat{\varepsilon}_t = X_t - \widehat{cst} - \widehat{\boldsymbol{A}}\boldsymbol{Z}_{t-1}$ مع المصفوفة $\boldsymbol{A} = (\boldsymbol{A_1}, \boldsymbol{A_2}, \dots, \boldsymbol{A_i}, \dots, \boldsymbol{A_p})$ بحجم $K \times Kp$ ومع متغيرات بإبطاء للنموذج المختزل $\boldsymbol{Z}_{t-1}' = (X_{t-1}', X_{t-2}', \dots, X_{t-p}')$.

$$
\begin{cases}
\varepsilon_t^{cay} = -0.0713u_t^2 + 0.0341u_t^3 + 0.0614u_t^1 \\
\qquad\qquad (0.0004) \quad (0.017) \quad (0.002) \\
\varepsilon_t^{goy} = 0.7490\varepsilon_t^{cay} + 0.0703u_t^2 \\
\qquad\qquad (0.014) \quad (0.002) \\
\varepsilon_t^{goc} = -1.0000\,\varepsilon_t^{goy} + 0.1083u_t^3 \\
\qquad\qquad (0.000)
\end{cases} \tag{4.5}
$$

حيث تدل معاملات الصدمات البنيوية على الانحرافات المعيارية. ويتبين أن نتائج النظام (4.5)، التي تبرز العلاقة الآنية بين متغيرات النظام، متطابقة مع إشارات التفاعل المتوقعة تبعا للنظرية الاقتصادية (انظر الفقرة 3) بين الصدمة البنيوية والهزة المستجدة. كما أنها تظهر مستوى معنوية إحصائية جيدة مع نسب معنوية تقل عن حوالي 2% وذلك لكل معاملات النظام المقدرة. كما هو متوقع، تشير النتائج إلى أن الصدمات البنيوية في كل من نمو نصيب الفرد من الناتج الإجمالي ونمو نصيب الفرد من الاستهلاك الكلي يتفاعلان عكسيا مع الهزة غير المتوقعة في معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج. إذا افترضنا نفس مستوى الصدمة في كل من العرض والطلب وأن صدمة موجبة في العرض تؤدي إلى صدمة موجبة في الطلب بمعنى أن زيادة الدخل ترفع من حجم الاستهلاك، فإن أثر صدمة الناتج يتغلب على أثر صدمة الاستهلاك بحيث تؤول صدمة العرض إلى تقليص أثر الهزة غير المتوقعة في الحساب الجاري. في حين إذا تعاظم حجم الاستهلاك نتيجة زيادة الدخل، فيصير من المحتمل أن تؤدي صدمة العرض تدريجيا إلى تفاقم وتوسيع أثر الهزة غير المتوقعة في الحساب الجاري. وبالتالي فإن تغليب صدمة على أخرى يرتبط بمدى الانحرافات المعيارية فيما بينها. في جميع الحالات فإن مواجهة التقلبات في نمو الناتج تستدعي جهدا في الادخار الاحتياطي ورصدا لما يحدث في المعاملات الخارجية (Sandri 2011).

أما عن أثر الصدمة العالمية للأسواق المالية العالمية وللتجارة الخارجية، فيبدو أن أثرها على الحساب الجاري يفوق أثر صدمة الطلب الاستهلاكي، مما يشير إلى أن الاقتصاد السعودي يتأثر بشكل مزدوج بالأثر المحلي -الذي تدعمه معظم الدراسات- والأثر العالمي -الذي أبرزه Hoffmann (2013) في الاقتصاد الصيني.

ويمكن أن نستعمل آثار الصدمات البنيوية والاستعانة بقيمها لتحليل ردود الاستجابة. وذلك لأن هذه الدوال تبدو أكثر عمقا من الجانب المعلوماتي مقارنة بالمعاملات المقدرة ذاتها. يمكن أيضا الحصول على مصفوفة الآثار المعاصرة للفترة الأولى والثانية كما يلي:[12]

$$
\tilde{A}^{-1}\tilde{B} = \Psi_0 = \begin{bmatrix} 0.061409 & -0.071354 & 0.034069 \\ (0.02001) & (0.02009) & (0.01433) \\ 0.045996 & 0.016899 & 0.025518 \\ (0.00657) & (0.01409) & (0.00770) \\ -0.045996 & -0.016899 & 0.082770 \\ (0.00657) & (0.01409) & (0.01125) \end{bmatrix}, \Psi_1 = \begin{bmatrix} 0.026339 & 0.017822 & -0.009987 \\ (0.01598) & (0.01597) & (0.01186) \\ -0.013403 & 0.004902 & -0.021562 \\ (0.00850) & (0.00860) & (0.00673) \\ 0.053006 & 0.023018 & -0.042832 \\ (0.01661) & (0.02093) & (0.01418) \end{bmatrix}
$$

يتبين من المصفوفة الأولى والثانية أو من النقطتين الأولى والثانية ومن الرسوم البيانية 3 أن الصدمة الموجبة في الأسواق المالية العالمية تؤدي إلى ارتفاع نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج بحوالي 6.1%، مما يدل على أن أي تحسين في أداء الأسواق المالية العالمية ينتج عنه عوائد تنمي معدل الحساب الجاري إلى الناتج. ونلاحظ عبر الأفق الزمني أن هذا الأثر الترددي يتقلب في اتجاه التناقص إلى ان يتلاشى أثر الصدمة. كذلك إذا حدثت صدمة في العرض، فإن نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج يتجه بداية نحو الانخفاض، مما قد يعكس أن النمو الاقتصادي المحلي قد يتطلب توظيف الأصول الرأسمالية نحو الاقتصاد الوطني بدلا عن الاقتصاد العالمي. ويبدو أن هذا الأثر يتقلب ويتلاشى مع بداية الأفق الزمني للسنة الرابعة. أما عندما تحدث صدمة موجبة في الطلب الاستهلاكي، فإنها تولد في أول الأفق الزمني رد فعل موجب في نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج حيث يرتفع بنسبة 3.4%، ويتلاشى هذا الأثر سريعا منذ الأفق السنوي الثالث.

---

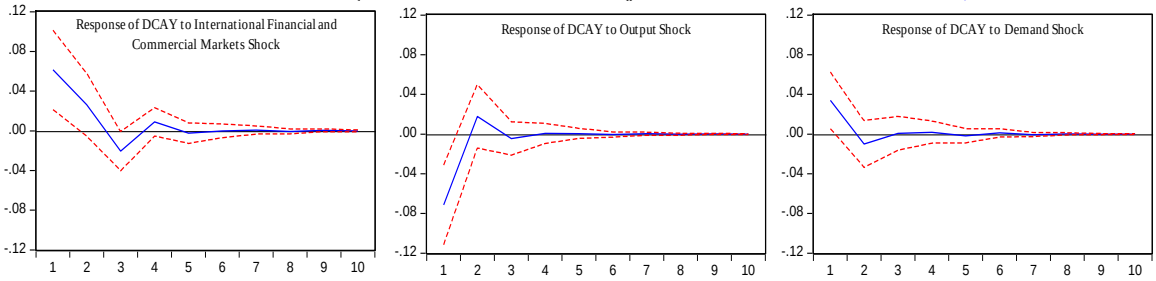
[12] وبما أن $p = 1$ تتمثل المصفوفة الأولى في $\tilde{A}^{-1}\tilde{B} = \Psi_0$، وتتمثل المصفوفات التي بعدها في $\Psi_i = A_1^i\Psi_0$ حيث A_1 تدل على معاملات النموذج المختزل VAR-X أي النظام (1). لمزيد من التفصيل راجع (Breitung et al. 2004). كما أن مصفوفة المدى البعيد تحدد عبر $\Psi_\infty = \sum_{i=1}^{\infty} A_1^i\Psi_0 = (I - A_1)^{-1}\Psi_0$.

ويبدو أن حدوث زيادة مفاجئة في نمو نصيب الفرد من طلب الاستهلاك الكلي لا تنعكس سلبا في الوهلة الأولى على نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج، بينما تتسم بأثر سلبي في الأفق السنوي الثاني. وغياب الأثر السالب عند الصدمة الأولى، قد يكون ذلك بسبب المستوى المرتفع في القيمة الإسمية لفائض ميزان المدفوعات (رسم بياني 1) خاصة منذ عام 2006 عبر تغليب قيمة تصدير المواد النفطية على قيمة استيراد السلع الاستهلاكية، وكذلك تغليب التوظيف المالي الخارجي على المحلي لفائض السيولة لقصر التطور في الاقتصاد المحلي وفي الأسواق المالية المحلية (غصان وطاهر والدحيلان 2011).

وتبعا للنتيجة النظرية (3.8a) و(3.8b)، والتي تعتمد على شرط استقرار مسار الناتج وتفترض وجود فائض في معدل الحساب الجاري إلى الناتج، لا يوجد تجانس بين حركية مسار نصيب الفرد من الناتج وحركية نصيبه من الاستهلاك الخاص. وتتجلى مصداقية هذه النظرية من نتائج التفاعل بين البواقي المختزلة والصدمات البنيوية ذات الدلالة الاقتصادية. من جهة أخرى تتعزز فرضيات النتائج النظرية بأن الفرق الموجب بين نمو استهلاك الخاص ونمو الناتج أكثر ترددا من الفرق السالب (رسم بياني 4)، كما أن التردد الموجب لمعدل الحساب الجاري إلى الناتج أكثر من التردد السالب (رسم بياني 1).

يمكن أيضا تحليل الأثر الحركي التراكمي أي في المدى البعيد لمختلف الصدمات على نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج، وذلك باستخدام المصفوفة Ψ_∞. يتجلى أن الصدمة الموجبة الذاتية في الأسواق المالية والتجارية العالمية تؤدي في المدى البعيد إلى زيادة نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج تقريباً بـ 7.4%. ويتضح أيضا أن أثر صدمة موجبة في العرض (الطلب) على نمو الحساب الجاري له إشارة سالبة (موجبة) ويتمثل على المدى البعيد في انخفاض (ارتفاع) نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج بحوالي 5.7% (2.5%). تبعا لكل من Demirguc-Kunt and Levine (2008)، فإن النظرية الاقتصادية المالية لا تمنح إلا توقعات غامضة حول أثر العوامل المالية على النمو الاقتصادي في المدى البعيد. لكن يبدو أن التحليل التطبيقي للنموذج الداخلي الزمن (المعادلات 9 في الفقرة 3) تمدنا بدلائل تطبيقية مفادها أن للصدمة الموجبة في الأسواق المالية العالمية تأثير موجب على نمو الناتج، وأن التفاعل المزدوج بين النمو الاقتصادي والأسواق المالية العالمية غير متماثل ولا متجانس.

رسوم بيانية 3. دوال ردود الاستجابة في نمو معدل الحساب الجاري اتجاه صدمات بنيوية



ملاحظة رسوم بيانية 3: يدل الرسم البياني على اليسار (الوسط، اليمين) استجابة نمو معدل الحساب الجاري اتجاه صدمة بنيوية بقياس انحراف معياري واحد في الأسواق المالية العالمية والتجارة الخارجية (في العرض، في الطلب) وذلك خلال حدوثها في الأفق الزمني السنوي والذي يبدأ من $h = 1$ إلى $h = 10$. كما يشير الخط المتصل إلى دالة الاستجابة، أما الخطوط غير المتصلة فتحدد مجال الثقة لأثر الاستجابة عند 95% مع مدى مزدوج لإنحراف الأخطاء.

إن التركيبات المالية تغير من التفضيلات البديلة التي يواجهها الفاعلون في الاقتصاد، وأن الأنظمة المالية وتداخلاتها مع الاقتصاد الحقيقي تؤثر على جهود الادخار وعلى قرارات الاستثمار، وبالتالي فإنها تؤثر في المدى البعيد على النمو الاقتصادي الحقيقي. لكي تكون الموارد المالية متاحة بشكل متزايد عبر الزمن ينبغي السعي المبكر للنمو الاقتصادي، وكلما كان معدل عائد الأصول الأجنبية أكبر من معدل نمو نصيب الفرد من الاستهلاك بشكل خاص ومن معدل نمو نصيبه من الناتج، أدى ذلك كله إلى فوائض في الحساب الجاري.[13] ولكي نسعى مبكرا نحو النمو الاقتصادي

[13] وتبعا لتقرير "جدوى للاستثمار" (أبريل 2012) فإن الأصول الأجنبية للمملكة قد عرفت نموا ملحوظا بين 2007 و2010 بسبب عوائدها على المدى البعيد، وبفضل الإيراد المرتفع لتصدير النفط ونتيجة للادخار الداخلي. وأشار التقرير إلى أن هذه الأصول تتكون من حيازة الأوراق المالية الأجنبية خصوصا من طرف القطاع الحكومي، بما فيها ودائع الهيئات الحكومية المستقلة لتدبير صندوق معاشات التقاعد، بالإضافة إلى

يحتاج الفرد إلى تضحية تتمثل في تأجيل استمتاعه من استهلاك بعض الطيبات من الأكل والشرب ومن المستلزمات المنزلية والسيارات والالكترونيات مع وجود المبرر الاقتصادي والأخلاقي لهذا السلوك، وقد يكون لكل هذا أثر كلي وأسري تتولد عنه توقعا زيادة مستوى نصيب الفرد من الادخار وبالتالي نصيبه في الناتج المحلي. كما أن أي تنشيط للاقتصاد المحلي سيؤدي إلى توجيه التوظيف المالي الاستثماري والرأسمالي نحو الاقتصاد الوطني بدلا عن الاقتصاد العالمي، مما ينتج عنه في المدى البعيد تناقص في نمو معدل نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى نصيبه من الناتج. كذلك فإن الزيادة في حجم السكان، وخاصة فئة الموارد البشرية النشطة، تجعل هذه التفاعلات الأخيرة أكثر احتمالا.

$$\Psi_{\infty} = \begin{bmatrix} 0.073979 & -0.057322 & 0.025530 \\ (0.02114) & (0.02603) & (0.01545) \\ 0.031776 & 0.018163 & 0.012420 \\ (0.00767) & (0.01088) & (0.00611) \\ -0.019055 & -0.003003 & 0.053062 \\ (0.00756) & (0.00893) & (0.00726) \end{bmatrix}$$

من جهة أخرى، يظل في حالة الاقتصاد السعودي أن أي صدمة موجبة في الأسواق المالية والتجارية العالمية تؤثر على المدى البعيد بحوالي 3.18% في نمو نصيب الفرد من الناتج، بينما لا تؤثر فيه صدمة في نمو نصيب الفرد من الطلب الاستهلاكي إلا بحوالي 1.24%. ويتضح أيضا أن أثر صدمة الطلب على نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج تتراوح حوالي 2.55%، مما يؤكد على وجه المقارنة أن هذه الصدمة أقل تأثيرا على نمو نصيب الفرد من الناتج. وقد تفسر نتائج صدمة الطلب بمدى أهمية ارتباط الاقتصاد المحلي بالأسواق التجارية والمالية العالمية، حيث أن أي ميول في اتجاه زيادة الاستهلاك الأسري يدفع أصحاب الأصول المالية نحو السعي للحفاظ على تحسين المستوى الجديد لمعيشتهم، فيلجؤون نحو توسيع توظيف ادخاراتهم في الأسواق المالية والتجارية العالمية. لكن هناك تفسير آخر محتمل يتمثل في أن صدمة الزيادة في نصيب الفرد من الطلب الأسري قد تنشأ بسبب القروض المصرفية لدفع الاستهلاك، مما قد يحدث رواجا ونشاطا ماليا وتجاريا لدى المؤسسات المصرفية والمالية والتجارية تؤدي عبر عدة تفاعلات إلى توظيفات مالية في الأسواق العالمية، وقد تزيد في نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج.

لكن وكما أشار Aizenman and Sun (2010) أن رغم سرعة أو تباطؤ النمو في الاقتصادات ذات الفائض في الحساب الجاري ورغم السعي للاستثمار في الأسواق العالمية، فإن هذا الفائض يبقى مقيدا بالقدرة المحدودة في نمو الاقتصادات التي تتعامل معها، والتي قد تعيق نموها الاقتصادي أي أزمة مالية أو اقتصادية أو سياسية. كما أن الانتقال على المدى البعيد من حالة "تخمة الادخار" (Bracke and Fidora 2008, Chinn and Ito 2007) إلى أثر الامتصاص الداخلي يتم عبر زيادة معدل الاستثمار على الناتج الحقيقي، والذي يمثل في المتوسط خلال العقدين الأخيرين حوالي 20% (Kenc and Dibooglu 2010). إن السعي إلى مزيد من التطوير في القطاع غير النفطي وفي تنويع مصادر الطاقة كبدائل عن النفط من شأنه أن يرفع من معدل الاستثمار إلى الناتج سواء من أجل إنتاج السلع الاستهلاكية للحد من استيرادها أو إنتاج المواد الرأسمالية غير النفطية والعمل على تصديرها. وقد يتطلب هذا السعي استخدام السيولة العالمية السعودية والصناديق السيادية التي بحوزتها كأدوات للسياسة الاقتصادية والمالية سواء من الحكومة أو الشركات الرائدة قصد تهذيب أي تقلب محتمل في الاقتصاد المحلي (Ghassan and Alhajhoj 2013). ويتم ذلك عبر تنويع الاستثمار وتوسيع رأسمال المشاركة والتوجه نحو الأسواق الواعدة مثل شرق آسيا وأقصى آسيا مثل الصين على وجه الخصوص.

وباستخدام منهجية تفكيك خطأ التباين المتوقع عبر نموذج SVAR يمكن أن نقيس المساهمة النسبية لكل الصدمات في نظام التقهقر الذاتي البنيوي، ونستطيع أن نحدد أي من الصدمات الثلاثة تكتسي الأهمية النسبية في تفسير التقلبات في نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج. يتضح من نتائج الجدول 7 حول تفكيك خطأ التباين المتوقع أن صدمة العرض تفسر بأعلى نسبة تقريبا 51% من التغيرية في المدى القريب والتي تنشأ في نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج، لكن أن هذه النسبة التفسيرية تتناقص في المدى البعيد، وقد يعود هذا إلى التلاشي السريع خلال ثلاث سنوات في أثر صدمة

حيازة القطاع الخاص عبر الشركات والأفراد. كذلك، أشار تقرير "جدوى للاستثمار" (يناير 2015) أن معظم الأوراق المالية الأجنبية، التي يستثمر فيها القطاع الحكومي، تتكون من السندات السيادية وخاصة السندات الأمريكية.

العرض. بينما يبدو أن صدمة الطلب الاستهلاكي للأسر لا تفسر من تباين نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج إلا حوالي 11.6% في المدى القريب، وفقط 10.9% من التقلبات على المدى البعيد. ويتجلى أيضا أن صدمات العرض والطلب تؤول في المدى البعيد إلى تخفيض مساهمتهما في تفسير تباين نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج، لكن يبقى تفسيرهما المشترك حوالي 57.4%، ويكون عندئذ التفسير الذاتي لتباينه في المدى البعيد حوالي 42.6%. مما يعكس القوة التفسيرية للصدمة الحركية المحلية على نمو الحساب الجاري.

يمكن استكمال قراءة النتائج باستخدام مرونة الصدمة، عند حدوثها بقياس انحراف معياري واحد، اتجاه الانحراف المعياري البنيوي (جدول 6). يتبين إذا أن أثر مرونة المدى القريب لصدمة العرض على نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج فوق أحادية بنسبة طفيفة تصل إلى 1.44%. وهذه المرونة السالبة تدل على مدى حساسية نمو الحساب الجاري تجاه النمو الاقتصادي، مما يظهر كذلك أهمية تأهيل الاقتصاد السعودي بتحريك عجلة نمو الاقتصاد المحلي سواء في القطاع النفطي أو غير النفطي. وقد يؤدي هذا التأهيل إلى ترجيح تراجع الحساب الجاري عند استيراد مزيد من المواد الرأسمالية والاستهلاكية رغم تصدير النفط. كما يتضح في المدى البعيد أن مرونة نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج تجاه صدمة العرض تحت أحادية أي بالقيمة المطلقة أقل مرونة مقارنة بالمدى القريب. من جهة أخرى، يبدو ضعف مرونة نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج تجاه صدمة الطلب الاستهلاكي سواء في المدى القريب أو البعيد، وقد يعزى ضعف هذه المرونة الموجبة إلى وجود قدرات شرائية مرتفعة تمكن من زيادة نمو نصيب الفرد من الاستهلاك الخاص بنسبة 1% دون أن تخفض من جهدها الادخاري الذي ينعكس بتحسين نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج بحوالي 0.23%.[14] أما عن مرونة المدى البعيد لنمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج تجاه الصدمة الذاتية للأسواق التجارية والمالية العالمية، فيظهر أنها موجبة وفوق أحادية وتساوي حوالي 1.205، مما يدل على أن جاذبية الأسواق التجارية والأسواق المالية العالمية ما زالت تعمل وتستقطب نحوها مزيدا من فوائض الحساب الجاري وذلك رغم حدوث عدد من الأزمات الاقتصادية والمالية في الاقتصادات ذات التكنولوجيا العالية والعمق المالي البارز.

مناقشة

إن الحساب الجاري يتأثر بانخفاض وارتفاع أسعار النفط، وبالتغير الذي يطرأ على واردات وصادرات السلع. ويتأثر كذلك كلما ارتفع حجم الاستهلاك المحلي للنفط، كلما تقلصت الكميات المتاحة لتصديره وذلك تبعا لحجم العرض من النفط يوميا. كما يتغير معدل الحساب الجاري إلى الناتج بالانخفاض والارتفاع في حجم المدفوعات والمقبوضات إلى الجهات الأجنبية، التي توفر الخدمات في مجالات التشييد والتمويل والاتصالات والتأمين إضافة إلى خدمات النقل والسفر بما فيه الحج والعمرة. ويتغير كذلك بما يترتب من انخفاض أو ارتفاع في الدخل من الاستثمارات الأجنبية إضافة إلى التغير الموجب والمتزايد في التحويلات الخارجية للعمالة الأجنبية التي تتم عبر النظام المصرفي.

إن فتح مجال الاستثمار في القطاع الخاص يشترط فيه تطوير حقيقي للقطاع غير النفطي عبر المشاريع الواعدة، أي التي تسهم في نمو كل مكونات الناتج المحلي الإجمالي عبر نمو الطلب الاستثماري والطلب الاستهلاكي للأسر ونمو صافي الصادرات، مما يؤدي إلى تحسين الحساب الجاري. تبعا لنتائج تحليل الصدمات في الاقتصاد السعودي، فإن الأثر الحدي في المدى البعيد لصدمات العرض على نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج ما زالت تؤدي عبر نمو التدفقات الاستثمارية إلى تراجع في فائض الحساب الجاري. حسب نتائج النموذج البنيوي، فإن الأثر الحدي في المدى البعيد لصدمات الأسواق المالية والتجارية العالمية على نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج تؤدي إلى زيادة حدية في فائض الحساب الجاري. إن النمو الموجب في صافي الصادرات وفي عوائد الأصول الأجنبية يعزز بشكل رئيس الفوائض في الحساب الجاري أو على تقليص العجوز فيها. كما أن تعزيز ميزان الحساب الجاري يقتضي توظيف القوة البشرية الوطنية وتوطين المهارات الأجنبية حتى تقل التحويلات إلى الخارج، وتشجع دور المعرفة الأخلاقية والمسؤولة في الاقتصاد السعودي، مما يساعد على توليد وتعزيز فوائض الحساب الجاري. كذلك يحتاج الاستهلاك الأسري إلى

[14] يعزز هذه القراءة للنتائج ما جاء في تقرير "جدوى للاستثمار" (يناير 2015) بأن مؤشري مستوى نفقة المستهلك لرصد مبيعات التجزئة (وهما قيمة عمليات نقاط البيع وقيمة عمليات السحب النقدي من الصراف) لهما اتجاه عام تصاعدي رغم التقلبات بين عامي 2013 و2014. لكن يبقى أن جزء مهم من معدل الزيادة قد يكون بسبب ارتفاع القروض البنكية للقطاع الخاص بنسب فائدة جد منخفضة.

مزيد من التهذيب حتى يتولد عن السلوك الاستهلاكي الرشيد ادخار حقيقي يساهم في ديمومة فائض الحساب الجاري. وبناءً على نتائج تحليل الصدمات في الاقتصاد السعودي، فإن الأثر الحدي في المدى البعيد لصدمات الطلب على نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج ما زالت تؤدي رغم نمو التدفقات الاستهلاكية إلى زيادة حدية في فائض الحساب الجاري. وقد تفسر هذه النتيجة بقدرات استهلاكية مرتفعة تمكن من زيادة نمو نصيب الفرد من الاستهلاك الخاص دون أن تخفض من الجهد الادخاري للأسر، مما يؤول إلى تحسين نمو معدل الحساب الجاري. كما أن القروض البنكية قد تكون وراء القدرات الشرائية لبعض الأسر، مما يرفع من سيولة القطاع المصرفي، وعلما أن هذا الأخير له توظيفات مالية عالمية، فإن التفاعلات الاقتصادية والمالية تفضي إلى نمو موجب في معدل الحساب الجاري إلى الناتج. إن السلوك العقلاني الذي يتضمن الأخلاق والرشد هو العامل الرئيس في تصحيح اختلالات الأسواق، لأن هذه الأخيرة لا تمتلك آليات التعديل الذاتي. إن القروض الاستهلاكية التي تزيد في نمو الواردات تتضمن مخاطر اقتصادية وأخلاقية، لأنها تعزز مستويات معيشة زائفة وتولد شعورا كاذبا بالثراء عبر مسارات الديون، وإن كانت قد تؤدي إلى نمو اقتصادي إلا أن نمو زائف.

عندما نستحضر تجربة اقتصادات شرق آسيا وما حل بها جراء الأموال الأجنبية الساخنة وغير الساخنة، قد لا نحتاج إلى أموال المستثمرين من وراء البحار لكونها مشحونة بالمخاطر، فقد يكون الأموال متوفرة ومتاحة عبر السيولة العالمية التي يمتلكها الاقتصاد الوطني وعبر الصكوك السيادية المحلية. ومن شأن هذه الأدوات أن تسعى إلى تمويل الاستثمار المحلي الخاص بدرجة أولى وبشكل تكميلي يمول الاستثمار الحكومي. وقد جاء في تقرير "جدوى للاستثمار" (سبتمبر 2015) أن العجز في موازنة الحكومة سيتم تمويله عبر السحب من الاحتياطيات الأجنبية وبآلية إصدار سندات أو صكوك تنمية جديدة، وذلك لقدرة الحكومة على الاستدانة. وأشار التقرير إلى القيمة المحتملة للسندات السيادية الجديدة تصل حوالي 120 مليار ريال.

تبعا لتقرير "جدوى للاستثمار" (ديسمبر 2014) فإن الميزان الموجب لمجموع الاحتياطي الأجنبي يمثل أكثر من 95 بالمائة من الناتج في عام 2014. لذلك فإنه من الممكن تفادي أي انكماش في ميزانية الحكومة للحيلولة دون حدوث أي اضطراب قد ينشا في أداء القطاع الخاص. بما أن النفقات الحكومية ما زالت ذات أهمية في الاقتصاد المحلي، فمن الأفضل أن يتقلص تدريجيا دور الحكومة في الاقتصاد عبر فتح المجال للاستثمار الخاص خصوصا المحلي منه واجتذاب المستثمر الأجنبي عبر عقود المشاركة في الربح والخسارة مع الشركات العالمية. كذلك علما أن الزخم الأهم في النمو الاقتصادي يتأتى من النشاط الحكومي، جاء في تقرير "جدوى للاستثمار" (يناير 2015) أن الأحداث العالمية والسياسية في المنطقة تؤثر على مسار ميزانية الحكومة وقد تتسبب في إحداث هزات في ثقة الفاعلين في مجالات الاقتصاد والمال وأيضا في ثقة المستهلكين. ولتفادي هذه الهزات والاضطرابات التي قد تنعكس سلبا على الحساب الجاري، ينبغي إجراء إصلاحات اقتصادية ومالية لتقليص كل أوجه الإسراف في النفقات الحكومية والخاصة، ولتشجيع الاستثمار في القطاع الخاص قصد تنويع حقيقي لمصادر الدخل في الاقتصاد، والانتقال بالقطاع غير النفطي إلى مرحلة إنتاجية جديدة حتى لا يغلب عليه نشاط البيتروكيماويات والبلاستيك والمعادن والتي تمثل في عام 2014 أكثر من 60 بالمائة من الصادرات غير النفطية للمملكة، ويظل أن المهم هو زيادة صافي الصادرات غير النفطية حتى يتحسن بذلك الحساب الجاري (جدوى للاستثمار، يناير 2015). وأشار نفس التقرير إلى أن الحكومة ستعمل على سحب جزء من أصولها الخارجية لتمويل خططها الإنفاقية، وهذا قد يعزز مسارها الاستثماري ومواجهة الأخطار التي تحدق باستقرار منطقة الجزيرة العربية. ويبلغ مخزون الأصول الأجنبية، وهو جزء فقط من السيولة العالمية التي تمتلكها السعودية، إلى آخر نوفمبر 2014 لدى مؤسسة النقد العربي السعودي ما قيمته 736 بليون دولار أي ما يعادل حوالي 2.760 تريليون ريال. وهذا المخزون يمنح للاقتصاد السعودي ميزة ليست لباقي الاقتصادات المنتجة للنفط، ويساعدها على التخفيف من آثار انخفاض أسعار النفط في السوق العالمية والاستمرار في نفقات الاستيراد ذات العلاقة بالمشاريع الحكومية.

7. خاتمة

تناول البحث تحليل الحساب الجاري باستخدام النموذج النظري داخلي الزمن (PVMCA) وتوصل إلى أن هناك عدد من المتغيرات ذات الطابع العشوائي وذلك بعد استنتاج المستوى الأمثل من الأصول الأجنبية في المدى البعيد. وتبعا للنتائج النظرية لهذا النموذج تبين عدم وجود تجانس بين حركية مسار نصيب الفرد من الناتج وحركية نصيبه من الاستهلاك الخاص. وقد تم اشتقاق معادلة قابلة للتقدير تفسر معدل الحساب الجاري إلى الناتج عبر نمو نصيب الفرد من الناتج ونمو نصيبه من الاستهلاك الأسري الكلي ونمو الساكنة البشرية. وقصد تحليل أثر الصدمات العالمية والمحلية على الحساب الجاري في الاقتصاد السعودي تم بلورة وتقدير نموذج التقهقر الذاتي البنيوي واستخدام أدواته التحليلية والتي تتمثل في دوال الاستجابة تجاه الصدمات البنيوية وتفكيك خطأ التباين المتوقع في الصدمات البنيوية. وتتمثل الصدمات العالمية الدائمة والعابرة في صدمات الأسواق المالية والتجارية العالمية، كما تتجسد الصدمات المحلية القريبة والبعيدة المدى في كل من صدمة العرض وصدمة الطلب. إن التحليل التطبيقي للنموذج الداخلي الزمن يمنحنا دلائل تطبيقية مفادها أن للصدمة الموجبة في الأسواق المالية العالمية تأثير موجب على نمو الناتج، وأن التفاعل المزدوج بين النمو الاقتصادي والأسواق المالية العالمية غير متماثل ولا متجانس.

أما عن أثر الصدمة العالمية في الأسواق المالية والتجارية، فيبدو أن أثرها على نصيب الفرد من الحساب الجاري إلى الناتج يفوق كل من الأثر المطلق لصدمة العرض وأثر صدمة الطلب الاستهلاكي. كما أن الصدمة العالمية تؤثر موجبا على نمو نصيب الفرد من الناتج ولكن بأقل من الأثر السالب لصدمة العرض على الحساب الجاري. إذا كانت معظم الدراسات ترجح الأثر المحلي مثل Souki and Enders (2008) وقليل منها تغلب الأثر العالمي مثل Hoffmann (2013) حيث أبرزه في الاقتصاد الصيني، فإن تحليل الصدمات على الحساب الجاري في الاقتصاد السعودي يبرز التغليب النسبي لصدمة الأسواق العالمية، لكن للصدمات المحلية أثر بارز على الحساب الجاري وخاصة صدمة العرض، مما يشير إلى ازدواجية التأثير محليا وعالميا. ويتضح أن أي صدمة موجبة في الأسواق المالية والتجارية العالمية تؤثر على المدى البعيد بحوالي 3.18% في نمو نصيب الفرد من الناتج، بينما لا تؤثر فيه صدمة في نمو نصيب الفرد من الطلب الاستهلاكي إلا بحوالي 1.24%. وقد تفسر نتائج صدمة الطلب بمدى أهمية ارتباط الاقتصاد المحلي بالأسواق التجارية والمالية العالمية، حيث أن أي ميول في اتجاه زيادة الاستهلاك الأسري يدفع أصحاب الأصول المالية نحو السعي للحفاظ على تحسين المستوى الجديد لمعيشتهم، فيلجؤون نحو توسيع توظيف ادخاراتهم في الأسواق المالية والتجارية العالمية، مما يزيد في نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج.

كما تم تحديد الأهمية النسبية للصدمات في تفسير التقلبات في نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج. واتضح أن صدمة العرض تفسر أعلى نسبة من التغيرية في المدى القريب (50.8 بالمائة)، لكن هذه النسبة التفسيرية تتناقص في المدى البعيد (46.5 بالمائة). بينما يبدو أن صدمة الطلب الاستهلاكي للأسر لا تفسر من تباين نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج إلا حوالي 11.6% في المدى القريب وفقط 10.9% من التقلبات على المدى البعيد. ويتجلى أيضا أن صدمات العرض والطلب تؤول في المدى البعيد إلى تخفيض مساهمتهما في تفسير تباين نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج، لكن يبقى تفسيرهما المشترك حوالي 57.4%، مما يعكس القوة التفسيرية للصدمة الحركية المحلية على نمو الحساب الجاري. ويكون عندئذ التفسير الذاتي لتباينه في المدى البعيد حوالي 42.6%. كما يبدو أيضا أن مرونة نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج تجاه صدمة الطلب الاستهلاكي ضعيفة سواء في المدى القريب أو البعيد، وقد يعزى ضعف هذه المرونة الموجبة إلى وجود قدرات شرائية مرتفعة حقيقية أو زائفة -إذا ما اعتمدت على القروض الاستهلاكية- تمكن من زيادة نمو نصيب الفرد من الاستهلاك الخاص دون أن تخفض الأسر من جهدها الإدخاري، والذي ينعكس بتحسين نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج.

إن السعي إلى مزيد من التطوير في القطاع غير النفطي وفي تنويع مصادر الطاقة كبدائل عن النفط من شأنه أن يرفع من معدل الاستثمار إلى الناتج سواء من أجل إنتاج السلع الاستهلاكية للحد من استيرادها أو إنتاج المواد الرأسمالية غير النفطية والعمل على تصديرها. وقد يتطلب هذا السعي استخدام السيولة العالمية السعودية والصناديق السيادية التي بحوزتها كأدوات للسياسة الاقتصادية والمالية سواء من الحكومة أو الشركات الرائدة قصد تهذيب أي تقلب محتمل في الاقتصاد المحلي (Ghassan and Alhajhoj 2013).

نعتقد أن بحثنا يعتبر من بين البحوث القليلة التي تناولت تحليل الحساب الجاري ضمن النموذج النظري داخلي الزمن، ويظل أن هناك مجال لتطوير التطبيقات القياسية مع اعتبار بيانات ربع سنوية وباعتبار مجموعة متجانسة من الاقتصادات، مثلا دول مجلس الخليج أو مجموعات أخرى أوسع والسعي لبلورة نموذجة لوحة التقهقر الذاتي البنيوي (Panel SVAR modeling) مما يستدعي مزيدا من التاصيل النظري والتحليل الكمي المتصل بمسائل عدم التجانس وداخلية المنشأ ومسائل التفاعل الحركي بين الاقتصادات (Pedroni 2013, Canova and Ciccarelli 2013).

من جهة أخرى، إن تغليب أثر الصدمات العالمية على معدل الحساب الجاري إلى الناتج مقارنة بأثر الصدمات المحلية كصدمة الطلب الاستهلاكي وكصدمة تراجع العرض، تبقى مسألة تطبيقية ولا يمكن الحسم فيها إلا حسب تفاعل كل من الظرفية الاقتصادية والمالية المحلية والعالمية ومن آفاق المدى البعيد الاقتصادية والمالية والاجتماعية سواء المحلية منها أو العالمية. كما يمكن استخدام منهجيات بديلة أومكملة مثل نموذج التقهقر الذاتي البنيوي الشامل (Global SVAR) تؤدي إلى إدراج مباشر للتفاعلات بين الاقتصادات المختلفة لإبراز الأثر الصافي للصدمات العالمية مقارنة بالأثر الصافي للصدامات المحلية.

المراجع

1. حسن غصان، وعصام الجفري (2016). نموذج إسلامي داخلي الزمن للحساب الجاري. مجلة الاقتصاد والأعمال العربية 11(1):86-92، الناشر إسفيير.
2. حسن غصان، فريد طاهر وسلمان الدحيلان (2011). تأثيرات الأزمة المالية العالمية على الاقتصاد السعودي عبر نموذج التقهقر الذاتي البنيوي. مجلة دراسات الاقتصاد الاسلامي 17(2):34-1، الناشر البنك الاسلامي للتنمية.
3. الهيئة العامة للإحصاء، *تقارير إحصاية مختلفة* (1961-2015)، الرياض، المملكة العربية السعودية.
4. جدوى للإستثمار (2007-2015). *النشرات الشهرية*، المملكة العربية السعودية. www.jadwa.com
5. مؤسسة النقد العربي السعودي (1961-2015). *التقارير السنوية*، الرياض، المملكة العربية السعودية.
6. Agénor PR., Bismut C., Cashin P., John CM. (1999). Consumption Smoothing and the Current Account: Evidence for France, 1970-1996. *Journal of International Money and Finance* 18:1-12.
7. Allegret JP., Couharde C., Coulibaly D., Mignon V. (2014). Current accounts and oil price fluctuations in oil-exporting countries: The role of financial development. *Journal of International Money and Finance* 47:185-201.
8. Aizenman Joshua, Sun Yi. (2010). Globalization and the sustainability of large current account imbalances: size matters. *Journal of Macroeconomics* 32(1):35–44.
9. Amisano G. and C. Giannini (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2nd Edition, Springer-Verlag, Berlin.
10. Bellman RE. (1957). Dynamic Programming. Princeton University Press, NJ. Republished 2003: Dover, ISBN 0-486-42809-5. https://www.scribd.com/book/271615924/Dynamic-Programming
11. Bergin PR., Sheffrin SM. (2000). Interest rates, exchange rates and present value models of the current account. *Economic Journal* 110(463):535–558.
12. Bracke T., Fidora M. (2008). Global Liquidity Glut or Global Savings Glut? *Working Paper Series, European Central Bank* 911. http://www.ecb.europa.eu
13. Breitung J., Brüggemann R., Lütkepohl H. (2004), *Structural Vector Autoregressive modeling*, Chapter 4, In H. Lutkepohl and M. Kratzig (Eds.), Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge UK.
14. Bussière M., Fratzscher M., Müller GJ. (2010). Productivity shocks, budget deficits and the current account. *Journal of International Money and Finance* 29:1562-1579.
15. Canova F. and M. Ciccarelli (2013). Panel Vector Autoregressive Models: A Survey. *ECB Working Paper Series* No 1507 January.
16. Cashin P., McDermott CJ. (2003). Intertemporal Substitution and Terms of Trade Shocks. *Review of International Economics* 11:604-18.

17. Cerrato M., Kalyoncu H., Naqvi NH., Tsoukis Ch. (2015). Current Accounts in the Long Run and the Intertemporal Approach: A Panel Data Investigation. *The World Economy Journal* 38(2):340-359. DOI:10.1111/twec.12152
18. Chinn M., Ito H. (2007). The Current Account, Financial Development and Institutions: Assaying the World Savings Glut. *Journal of International Money and Finance* 26:546-69.
19. Demirguc-Kunt A., Levine R. (2008). Finance, financial sector policies and long-run growth. Commission on growth and development, Working Paper Number 11, World Bank. http://www.wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2008/01/07/000158349_20080107115116/Rendered/PDF/wps4469.pdf
20. Engle R.F., Granger CWJ. (1991). Long-Run Economic Relationships, Readings in Cointegration, Oxford University Press.
21. Gete P. (2010). Housing Markets and Current Account Dynamics. Georgetown University. unpublished manuscript dated September.
22. Glick R., Rogoff K. (1995). Global versus country-specific productivity shocks and the current account. *Journal of Monetary Economics* 35(1):159–192.
23. Ghassan HB. and Alhajhoj HR. (2016). Long Run Dynamic Volatilities between OPEC and non-OPEC Crude Oil Prices. *Applied Energy* 169, 384-394, February.
24. Ghassan HB. and Alhajhoj HR. (2013) The impacts of International Financial Crisis on Saudi Arabia Economy: Evidence from Asymmetric SVAR modelling. *Journal of Reviews on Global Economics* 2:390-406.
25. Hoffmann M. (2001). The relative dynamics of investment and the current account in the G7-Economies. *Economic Journal* 111:C148–C163.
26. Hoffmann M. (2003). International macroeconomic fluctuations and the current account. *Canadian Journal of Economics* 36(2):401–420.
27. Hoffmann M. (2013). What drive China's current account? *Journal of International Money and Finance* 32:856-883.
28. Ismail, Hamizun Bin and Ahmad Zubaidi Baharumshah (2008). Malaysia's Current Account Deficits: An Inter-Temporal Optimization Perspective. *Empirical Economics* 35:569–90.
29. IMF. (2010). Impact of the Global Financial Crisis on the Gulf Cooperation Countries and Challenges Ahead, Middle East and Central Asia Department. International Monetary Fund. Available at: http://www.imf.org/external/pubs/ft/dp/2010/dp1001.pdf
30. Jordà Ò., Schularick, M., Taylor AM. (2011). Financial Crises, Credit Booms, and External Imbalances: 140 Years of Lessons. *IMF Economic Review* 59:340-78.
31. Kano T. (2008). A structural VAR approach to the inter-temporal model of the current account. *Journal of International Money and Finance* 27(5):757–779.
32. Karras G. (2009). Demographic Change and the Current Account: Theory and Empirical Evidence. *Journal of Economic Asymmetries* 6(1):1-14.
33. Kenc T., Dibooglu S. (2010). The 2007–2009 Financial Crisis, Global Imbalances and Capital Flows: Implications for Reform. *Economic Systems* 34:3–21.
34. Kilian L. (2006). Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much Do They Matter for the U.S. Economy? *Review of Economics and Statistics* 90 (2):216–40.
35. Kwark NS. (1999). Sources of international business fluctuations: country-specific shocks or worldwide shocks? *Journal of International Economics* 48(2):367–385.
36. Le Pavec JJ. (2013). Empirical analysis of current account adjustments at fixed exchange rates. Conference Panel Fiscal Policy and Macroeconomic Imbalances in 15th Workshop on Public Finance organized by Banca d'Italia, Perugia.
37. Lee J., Chinn MD. (2006). Current account and real exchange rate dynamics in the G7 countries. *Journal of International Money and Finance* 25:257–274.
38. Lutkepohl, H. and M. Kratzig (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge UK.

39. Medina L., J. Prat, Thomas A. (2010). Current Account Balances Estimates for Emerging Market Economies. IMF Working Paper 10/43.
40. Mendoza EG., Quadrini V., Rios-Rull JV. (2009). Financial integration, financial development, and global imbalances. *Journal of Political Economy* 117(3):371–416.
41. Mitra Pritha (2006), Has Government Investment Crowded out Private Investment in India? *American Economic Review, Papers and Proceedings* 96(2), 337-341.
42. Morsy H. (2009). Current Account Determinants for Oil-Exporting Countries," *IMF Working Paper* 09/28.
43. Nason JM., Rogers JH. (2002). Investment and the current account in the short run and the long run. *Journal of Money, Credit, and Banking* 34(4):967–986.
44. Obstfeld M., Rogoff K. (1996). Foundations of International Macroeconomics. MIT Press, Cambridge, ISBN 0-262-15047-6
45. Ocampo S., Rodriguex N. (2012). An introductory review of a structural VAR-X estimation and applications. *Revista Colombiana de Estadistica* 35: 479-508.
46. OPEC (2015). Annual World Oil Outlook.
47. Otto G. (1992). Testing a present-value model of the current account: evidence from US and Canadian time series. *Journal of International Money and Finance* 11(5):414–430.
48. Pedroni P. (2013). Structural Panel VARs. *Econometrics* 2:180-206.
49. Sachs J. (1982). Aspects of the Current Account Behavior of OECD Economies. *NBER Working Paper* number 859.
50. Sandri D. (2011). Precautionary Savings and Global imbalances in World General Equilibrium. *IMF Working Paper* 11/122.
51. Shiller RJ. (2014). Speculative Asset Prices. *American Economic Review* 104(6):1486-1517 [CFP 1424]
52. Souki K., Enders W. (2008). Assessing the importance of global shocks versus country-specific shocks. *Journal of International Money and Finance* 27:1420–1429.
53. Yang Tao, Dennis Zhang, Junsen Zhu Shaojie (2010). Why are Savings Rates so High in China? *Hong Kong Institute for Monetary Research, Working Paper* 31/2010.
54. Weil P. (1989). Overlapping families of infinitely lived agents. *Journal of Political Economy* 38(2):183–198.

الملاحق

جدول 1. الإحصائيات الوصفية

	cay	goy	goc	n
Mean	0.0674	0.0114	0.0343	0.0386
Median	0.0502	0.0119	0.0071	0.0366
Max.	0.5086	0.1746	0.5347	0.0521
Min.	-0.2104	-0.1471	-0.1311	0.0246
Std. Dev.	0.1548	0.0647	0.1014	0.0109
Skewness	0.3561	0.2378	2.9023	-0.0811
Kurtosis	2.6967	3.9675	14.2629	1.3271
Jarque-Bera (Prob.)	1.1982 (0.55)	2.3247 (0.31)	321.09 (0.48)	5.6500 (0.005)
Observations	48	48	48	48

جدول 2. اختبار جذر الوحدة

ADF	cay	goy	goc	n
t-Statistic (P-Value)	-1.341 (0.188)	-2.479 (0.017)	-2.148 (0.038)	-2.175 (0.035)

ملاحظة جدول 2: عند تطبيق اختبار غياب الاستقرار عبر إحصائية ADF على المتغيرات ذات الصلة، اعتبرنا في نموذج الاختبار عنصري التقاطع والإتجاه الخطي. ونجد أن القيم الحرجة عند مستويات المعنوية 1% و5% و10% هي على التوالي 4.171- و 3.518- و 3.186-. مما يبرهن عند مستو معنوية 1%، وبعد إجراء الاختبار على الفروق الأولى للمتغيرات ذات الصلة، على أن كل المتغيرات لها تكامل بدرجة 1 أي I(1). كذلك، نصل إلى نفس الاستنتاج عند تطبيق اختبار جذر الوحدة بتوصيف Phillips-Perron باستثناء متغيرة نمو نصيب الفرد من الاستهلاك.

جدول 3. اختبار التكامل المشترك

H_0	Trace [CV] (PV)	Max Eigen Value [CV] (PV)
r=0	41.045 [42.915] (0.08)	19.836 [25.823] (0.25)
r=1	21.209 [25.872] (0.17)	14.466 [19.387] (0.22)
r=2	6.743 [12.518] (0.37)	6.743 [12.518] (0.37)

ملاحظة جدول 3: بهذا الاختبار التتابعي نتأكد من قبول فرضية العدم أي غياب أية علاقة تكامل مشترك خطية بين المتغيرات الثلاثة ذات الصلة ومع اعتبار نمو السكان متغير خارجي المنشأ. يتضح من قيمة إحصائية الأثر (Trace) ومن إحصائية القيمة المميزة (Eigen-Value) بأنه لا توجد علاقة خطية في المدى البعيد بين المتغيرات ذات الصلة، لأن القيم المميزة العليا المحسوبة عبر العينة أقل من القيم الحرجة التي يمنحها توزيع Osterwald-Lenum. إن التكامل المشترك شديد الحساسية تجاه طول فترة الإبطاء، لذلك نستخدم معايير المعلومات مثل معايير (LR, FPE, AIC, SIC, HQ) والتي نحصل عليها من مسار VAR بالمستوى. يتبين أن كل المعايير تدل على إبطاء يساوي 1. كذلك أن اختبار Wald لإقصاء الإبطاء يؤكد بمعنوية إحصائية، عبر إحصائيات χ^2 على أن طول الإبطاء سواء الفردي أو المشترك يساوي 1 دون استثناء أي متغيرة. عندما نجري طريقة Johansen-Juselius لاختبار التكامل المشترك، لا نحتاج إلى يشترط إجراء اختبار جذر الوحدة. وإذا كانت المتغيرات مستقرة، فإن ذلك يؤدي إلى عدد علاقات التكامل المشترك يساوي عدد المتغيرات.

جدول 4. اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي VAR

	Joint	$dcay$	$dgoy$	$dgoc$
Normality JB (Prob.)	183.9 (0.00)	1.45 (0.48)	0.32 (0.85)	182.09 (0.00)
Skewness (Prob.)	39.8 (0.00)	0.08 (0.83)	-0.17 (0.63)	2.27 (0.00)
Kurtosis (Prob.)	144.1 (0.00)	3.86 (0.24)	3.22 (0.76)	11.62 (0.00)

ملاحظة جدول 4: اعتمدنا في إجراء الاختبار على تعميل يقتضي التعامدية بين بواقي VAR حسب طريقة Cholesky، والتي تجعل مصفوفة تباين-تغاير قطرية (لمزيد من التفصيل انظر Lutkepohl 1991). وتتمثل فرضية العدم في أن البواقي ذات توزيع طبيعي متعدد. يتبين من نتيجة الاختبار تبعا لإحصائية JB رفض فرضية العدم بسبب النمو غير الطبيعي لنمو الاستهلاك.

جدول 5ب. مصفوفة التغاير للبواقي

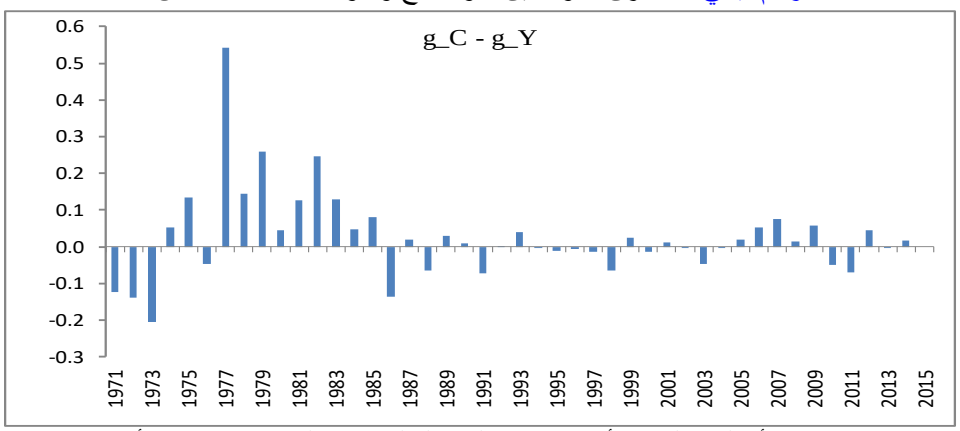
	$dcay$	$dgoy$	$dgoc$
$dcay$	0.01002	0.00248	0.00120
$dgoy$		0.00305	-0.00028
$dgoc$			0.00925

جدول 5أ. مصفوفة الارتباط للبواقي

	$dcay$	$dgoy$	$dgoc$
$dcay$	1.0000	0.4498	0.1247
$dgoy$		1.0000	-0.0544
$dgoc$			1.0000

ملاحظات جداول 5: بما أن قيم التغاير خارج قطر المصفوفة تبدو جد متدنية، أجرينا اختبار نسبة الاحتمالية (Likelihood Ratio) لاختبار المعنوية المشتركة للعناصر خارج قطر مصفوفة تغاير البواقي لنظام التقهقر الذاتي غير المقيد لفحص الفرضية أن هذه العناصر تساوي الصفر، وذلك باستخدام لوغاريتم نسبة الاحتمالية لدى Sims (Enders 2004). ويعتبر هذا الاختبار حاسما، لأنه إذا صحت صفرية تغايرات البواقي، لن نحتاج إذا إلى تفعيل نموذج SVAR. لذلك نختبر فرضية العدم $H_0: \sigma_{12} = \sigma_{13} = \sigma_{14} = \sigma_{23} = 0$ ضد الفرضية البديلة أي $H_1: \sigma_{12} \neq \sigma_{13} \neq \sigma_{14} \neq \sigma_{23} \neq 0$، وذلك باستعمال إحصائية نسبة الاحتمالية (LR) والتي ينم حسابها كما يلي:
$LR = 2(LL_U - LL_R)$ حيث ترمز كل من LL_U و LL_R على التوالي إلى القيم القصوى لدالة لوغاريتم الاحتمالية في حالة نموذج غير مقيد وحالة نموذج مقيد. وتتبع إحصائية LR توزيع χ^2_k حيث k تدل على درجات الحرية والتي تساوي عدد المتغيرات المضافة أو الجديدة في الإنحدار أي عدد القيود. يتم تعريف قيمة لوغاريتم الاحتمالية، في حالة نموذج مقيد أي تحت فرضية العدم، حسب مقدرات معادلات نموذج VAR كما يلي: $LL_R = LL_{dcay} + LL_{dgoy} + LL_{dgoc}$. ونحصل على قيمة لوغاريتم الاحتمالية، للنموذج غير المقيد أي تحت الفرضية البديلة، مقدرات نموذج VAR. ونحصل على $LL_U = 164.8323$ كما أن $LL_R = 158.9112$، وبما أن القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5% ودرجات حرية $k = 3$ تساوي 7.8147، وأن قيمة $LR = 11.8423$، فإذا القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة، وبالتالي نرفض فرضية العدم ونستنتج أن التغايرات مشتركة لا تساوي الصفر أي أن الهزات المفاجئة في مختلف المعادلات مرتبطة تزامنيا. وهذه الميزة الإحصائية تبرر تنفيذ نموذج SVAR والذي يأخذ بالاعتبار الأثر التزامني بين المتغيرات.

رسم بياني 4. الفرق الأول بين نمو الناتج ونمو الاستهلاك الخاص



ملاحظة رسم بياني 4: أن الفرق الموجب أكثر ترددا من الفرق السالب، وهذه النتيجة تقوي فرضية أن $U_2 > 0$.

جدول 6. مرونات المدى القريب والبعيد من نموذج SVAR

$dcay$	$dcay$	$dgoy$	$dgoc$
$h = 1$	0.061409	-0.071354	0.034069
$h = \infty$	0.073979	-0.057322	0.025530
σ_u	0.061409	0.070343	0.108288
Short-run Elasticities	1.000000	-1.014360	0.314614
Long-run Elasticities	1.204690	-0.814892	0.235758

ملاحظة جدول 6: تتمثل المرونة في أثر الصدمة البنيوية القصير المدى ($h = 1$) والبعيد المدى ($h = \infty$) تباعا لكل من صدمة الأسواق المالية والتجارية العالمية وصدمة العرض وصدمة الطلب، وذلك بعد حدوثها بقياس انحراف معياري واحد. فمثلا تكون القيمة -0.815 هي مرونة المدى البعيد لنمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج اتجاه صدمة العرض.

جدول 7. تفكيك خطأ التباين المتوقع عبر نموذج SVAR

h	$S.E.(dcay)$	u^{dcay}	u^{dgoy}	u^{dgoc}
1	0.100115	37.62404	50.79584	11.58012
2	0.105519	40.10036	48.57934	11.32030
4	0.107979	42.58824	46.56824	10.84352
8	0.108037	42.60184	46.52437	10.87379
∞	0.108038	42.60259	46.52375	10.87366

ملاحظة جدول 7: بعد الأفق الزمني h، يمثل العمود الأول الانحراف المعياري للأخطاء في الصدمة البنيوية المرتبطة بنمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج. ويتبين أن صدمة موجبة في نصيب الفرد من الطلب الاستهلاكي لا تمثل على المدى البعيد في تباين نمو معدل الحساب الجاري إلى الناتج إلا ما نسبته حوالي 10.9%.