JOURNAL OF FINANCE & CORPORATE GOVERNANCE
ISSN 2602-5655
Vol. 2, No. 1 (Jun 2018)

OEB Univ. Publish. Co.

دورات الأعمال في الاقتصاد الجزائري: مقاربة Bayesian DSGE

BUSINESS CYCLES IN ALGERIAN ECONOMY: A BAYESIAN DSGE APPROACH

عبد السلام بوخروفة ⋆

Received date: 29/ 05/2018, Accepted date: 19/ 07/2018, online publication date: 07/ 12/2018

الملخص

الهدف الرئيسي من هذه الورقة هو تسليط الضوء على أهم الصدمات التي تقود دورات الأعمال في الاقتصاد الجزائري. من خلال تقنيات التقدير البايزي، نقدر نموذج توازن عام عشوائي ديناميكي (DSGE) باستخدام أربع سلاسل زمنية للاقتصاد الكلي الجزائري. من خلال هذا النموذج المقدر، الذي نجح في التقاط ديناميكيات بيانات الاقتصاد الجزائري، توصلنا إلى ثلاث نتائج رئيسية: أولا، أهم أسباب تقلبات دورات الأعمال في الاقتصاد الجزائري هي صدمات الطلب الكلي. ثانيا، تلعب صدمة الإنفاق الحكومي أهم دور في تقلبات الناتج. ثالثا، تظهر النتائج التجريبية أدلة على وجود اتجاهات دورية في سياسات الانفاق الحكومي.

الكلمات المفتاحية: دورة أعمال، صدمة هيكلية، نموذج DSGE، الجزائر.

ABSTRACT

The main objective of this paper is to highlight the most important shocks that drives the business cycles in the Algerian economy. Using Bayesian estimation techniques, we estimate a dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE) using four time series of the Algerian macroeconomics. Through this estimated model, which succeeded in capturing the dynamics of the Algerian economy data, we found three main results: First, the main causes of business cycle fluctuations in the Algerian economy are aggregate demand shocks. Second, the of government spending shock play the most important role in output fluctuations. Third, empirical results show evidences of procyclical in government spending policies.

⋆ asboukheroufa@gmail.com، طالب دكتوراه، جامعة غرداية، الجزائر.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

Keywords: business cycle, structural shock, DSGE model, Algeria.

JEL Code: E3, F20, F44, C11, C53.

Citation: BOUKHEROUFA, A. (2018). Business Cycles in Algerian Economy: A Bayesian DSGE Approach. *Journal of Finance and Corporate Governance*, Vol., 2, No. 1: pp. 72-100. (Jun 2018); ISSN: 2602-5655.

1. مقدمة

تختلف دورات الأعمال في الاقتصاديات الغنية بالموارد عن غيرها من الاقتصاديات الأخرى، فغالبا ما تتميز بكونها أكثرا تقلبا بسبب الاعتماد على إيرادات غير المستقرة وتبني سياسات غالبا ما تتسم بمسايرة الاتجاهات الدورية. التقلب الكبير الذي يحدث في دورات الأعمال بلا شك سينعكس سلبا على أداء الاقتصاد ونموه. لكن، ورغم أن دورات الأعمال لا يمكن تجنبها خاصة في الاقتصاديات الرأسمالية إلا أنه يمكن التخفيف من حدتها من خلال تدخل السياسات الاقتصادية المختلفة. عمليا، يتم ذلك من خلال الاستفادة قدر الإمكان من حالات الانتعاش والرواج وزيادة مدتها، ومن جهة أخرى تخفيف آثار حالات الركود والكساد وتسريع مرورها. في الدول التي تعتمد بشكل كبير على إيرادات الموارد سيكون تقليل ربط الإنفاق الحكومي بهذه الإيرادات أيضا فعالا في تقليل آثار تقلبات دورات الأعمال. مصادر تقلبات دورات بطبيعة الحال تختلف باختلاف هيكل الاقتصاد وكذا درجة اعتماده على إيرادات الموارد. والجزائر كغيرها من الدول الغنية بالموارد عرضة للأثار السلبية لتقلبات دورات الأعمال. لذلك، فمن المهم معرفة مصادر هذه الأخيرة لتصميم سياسات ملائمة تسمح بالتكيف معها وتقليل انعكاساتها السلبية.

ناقشت العديد من الدراسات دورات الأعمال في الاقتصاديات المتقدمة فقيرة الموارد. في المقابل، كان الاهتمام بدورات الأعمال في الدول الغنية بالموارد أقل. من بين الدراسات التي ناقشت مصادر دورات الأعمال في الدول الغنية بالموارد Bergholt, et al. (2017) (النفط)، و Medina and Soto (2007) (النحاس). فعلى سبيل المثال، وجد Bergholt, et al. (2017) أن مرور التقلبات التي تحدث في أسعار النفط إلى الاقتصاد الكلي (عبر السياسة من خلال الإنفاق) يزيد من تقلبات دورات الأعمال في الاقتصاد النرويجي بأكثر من 20%.

في هذه الورقة، سنقوم، بواسطة تقنيات التقدير البايزي (Bayesian estimation)، بتقدير نموذج التوازن العام العشوائي الديناميكي DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) للاقتصاد الجزائري. النموذج الذي سيتم تقديره هو نموذج نيوكينزي (New Keynesian) مغلق. لتقدير النموذج سيتم استخدام أربع سلاسل زمنية لأهم المتغيرات الاقتصادية الكلية (الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، الاستثمار الكلي، والاستهلاك) خلال الفترة 1980-2016. يحتوي النموذج على العديد من الاحتكاكات الإسمية والحقيقية التي من شأنها أن تساعد في التقاط مختلف الديناميكيات في

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

البيانات. يضم النموذج أيضا أربع صدمات هيكلية (صدمة الإنتاجية، صدمة الطلب، صدمة الاستثمار، صدمة الإنفاق الحكومي).

باستخدام النموذج المقدر، نهدف في هذه الورقة إلى تحليل دورات الأعمال في الاقتصاد الجزائري ومصادر التقلبات التي تحدث فيها. عمليا، سنقوم بتسليط الضوء على آثار ومدى مساهمة الصدمات الهيكلية الأربعة في تقلبات المتغيرات الاقتصادية الكلية. إضافة إلى ذلك، سنحاول، بالتركيز على الناتج المحلي الإجمالي، تتبع مراحل دورة الأعمال التي مر بها الاقتصاد الجزائري منذ الثمانينات ودور كل صدمة من الصدمات الأربعة فيها. وفيما إذا كانت صدمات العرض الكلي هي التي تقود التقلبات في دورات الأعمال أم صدمات الطلب الكلي. وأيضا انطلاقا من النتائج التجريبية، سنقيم دور السياسات المنتهجة في الحد من تقلبات دورات الأعمال في الجزائر وما إذا كانت سياسات الإنفاق الحكومي هي مسايرة للاتجاهات الدورية أم لا.

2. النموذج

في هذا القسم يتم بناء نموذج DSGE نيوكينزي مغلق. النموذج يتكون من ثلاث قطاعات هي: قطاع الأسر (المستهلكين)؛ قطاع الشركات؛ والقطاع الحكومي ممثل في السياسة النقدية المطبقة من طرف البنك المركزي. هذا الأخير يفترض أنه يتبع سياسة نقدية من شكل قاعدة تايلور (Taylor rule). كل من قطاعي الطلب (الأسر) والعرض (الشركات) يتميزان بالمنافسة الاحتكارية، وتتميز الأجور والأسعار بالصلابة الاسمية (Nominal Rigidity) وتحدد على نحو مماثل للآلية المقترحة في Calvo (1983)، كما يتم السماح بإجراء الفهرسة الجزئية للأسعار والأجور. تم ادخال أربع صدمات للنموذج هي: صدمة الطلب؛ صدمة الإنتاجية؛ صدمة الاستثمار؛ وصدمة الإنفاق الحكومي.

تم بناء النموذج بالاعتماد على النماذج المطورة في Erceg et al. (2000)، Christiano, et al. (2005)، و Smets and Wouters (2003, 2007). النموذج يحتوي على نفس الاحتكاكات (Frictions) الإسمية والحقيقية مشابه لتلك الموجودة في Christiano, et al. (2005) و Smets and Wouters (2003).

1.2. الأسر

بافتراض أن الاقتصاد مأهول بسلسلة متصلة من الأسر يشار إليها بـــ j حيث، $j \in [0,1]$. يُفترض أن كل الأسر يُتاح لها وصول كامل للأسواق المالية، وتمتلك رأس المال المادي الذي تأجره للشركات، كما تستفيد من توزيعات الأرباح نظير ملكيتها للشركات. تهدف كل أسر إلى تعظيم منفعتها من خلال تعظيم الاستهلاك، $C_t(j)$، والراحة (أو الترفيه)، $N_t(j)$، هذه الأخيرة هي عكس العمل $L_t(j)$ (أي، $N_t(j) = 1 - L_t(j)$). وبالتالي، ومع معامل خصم يشار إليه بـــ: β حيث: $0 < \beta < 1$، تسعى كل أسرة إلى تعظيم دالة المنفعة من الشكل:

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

حيث دالة منفعة الفترة هي متماثلة عند كل الأسر وتعطى بـــ:

$$U\left(C_t(j), N_t\right.$$

في كل فترة t، تعتمد منفعة الأسرة إيجابيا على الاستهلاك، $C_t(j)$، وسلبا على عرض العمل (يعبر عنه بساعات العمل)، $L_t(j)$. E_0 يشير إلى عامل التوقعات المبنية على أساس معلومات الفترة الحالية. يمثل H_t متغير تشكيل العادة الخارجية في الاستهلاك ويرتبط بالاستهلاك الماضي بواسطة معامل استمرار عادة الاستهلاك h، حيث: $H_t = hC_{t-1}(j)$، و $1 > h > 0$. σ_c تشير إلى معكوس المرونة الزمنية للإحلال الخاصة بالاستهلاك. في حين تشير، σ_L، إلى مرونة جهد العمل المرتبط بالأجر الحقيقي (وهو ما يعرف بمعكوس مرونة "Frisch"). تشير ϵ_t^d إلى صدمة تفضيل (صدمة طلب) ويُفترض أنها تتبع عملية انحدار ذاتي (Auto Regressive) من الدرجة الأولى AR (1)، حيث:

تشير ρ_d إلى معامل الانحدار الذاتي. ξ_t^d هي مستقلة وموزعة بشكل متماثل i.i.d (independent and identically distributed) مع متوسط صفر وانحراف معياري σ_d، وتمثل ϵ^d قيمة ϵ_t^d في الحالة المستقرة (Steady state).

تعظم كل أسرة منفعتها رهنا بالقيد الزمني للميزانية:

$$P_t\left(C_t(j\right.$$
$$+R_t^k$$

ومعادلة تراكم رأس المال:

$$K_t(j)$$

الطرف الأيسر في (4) يمثل إجمالي نفقات الأسرة على الاستهلاك، $C_t(j)$، شراء السلع الاستثمارية (استثمار مادي)، $I_t(j)$، وشراء السندات المحلية والأجنبية (استثمار مالي). في حين يمثل الطرف الأيمن إجمالي مدخرات ودخل الأسرة بعد الضريبة. تشير $B_t(j)$ إلى قيمة السندات ذات فترة واحدة، ويمثل R_t معدل العائد الإسمي الإجمالي على الاستثمار في السندات في الفترة t.[1]

[1] هنا، $R_t = 1 + r_t$، حيث تمثل r_t معدل الفائدة على السندات.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

تشير $D_t(j)$ و $W_t(j)$، على التوالي، إلى توزيعات الأرباح من ملكية الشركات الوسيطة ومعدل الأجر الإسمي. $T(j)$ تمثل الضريبة المفروضة على الأسر (وتكون عبارة عن تحويلات إذا كانت سلبية). يمثل $R_t^k Z_t(j) K_{t-1}(j)$ العائدات التي تتحصل عليها كل الأسرة مقابل تأجير رأس المال المادي للشركات المنتجة للسلع الوسيطة، حيث يشير كل من R_t^k و $Z_t(j)$ إلى معدل تأجير ومعدل استخدام رأس المال المادي، على التوالي. هذا الأخير يُفترض، كما في Christiano et al. (2005)، أن الأسر هي التي تحدده. في حين يمثل $K_{t-1}(j)$ مخزون رأس المال المادي. تشير $a(Z_t(j))K_{t-1}(j)$ إلى التكلفة التي تتحملها الأسر والمرتبطة بالتغيرات في درجة استخدام رأس المال المادي ومخزون رأس المال المادي. يُفترض، كما في Christiano et al. (2005)، أن دالة استخدام رأس المال، $a(Z_t(j))$، تستوفي شرطين. أولا، في الحالة المستقرة تكون $Z_t(j) = 1$. ثانيا، عندما يكون استخدام رأس المال المادي يساوي الواحد تكلفة استخدام رأس المال ستساوي الصفر (أي، $a(1) = 0$).

في معادلة تراكم رأس المال (5)، δ تشير إلى معدل اهتلاك رأس المال، و $S(\cdot)$ تمثل دالة تكلفة تعديل الاستثمار التي في الحالة المستقرة، كما في Christiano et al. (2005)، تُلبي $s(\cdot) = s'(\cdot) = 0$، و $\kappa \equiv s''(\cdot) > 0$. تشير ϵ_t^i إلى صدمة لدالة تكلفة الاستثمار ويُفترض أنها تتبع عملية انحدار ذاتي من الدرجة الأولى AR (1)، حيث:

تشير ρ_i إلى معامل الانحدار الذاتي. ξ_t^i هي مستقلة وموزعة بشكل متماثل i.i.d مع متوسط صفر وانحراف معياري σ_i، وتمثل ϵ^i قيمة ϵ_t^i في الحالة المستقرة.

انطلاقا من تعظيم دالة المنفعة (2) رهنا بقيد الميزانية (4) ومعادلة تراكم رأس المال (5)، يمكن كتابة شروط الدرجة الأولى (first-order conditions) الخاصة بالأسر. شرط الدرجة الأولى فيما يتعلق بالاستهلاك والسندات المحلية ينتج عنه معادلة Euler التالية:

$$E_t \left[\right.$$

معادلة Euler تحدد المسار الأمثل للاستهلاك الذي تختاره الأسر الريكاردية؛ حيث المعدل الحدي للإحلال بين الاستهلاك الحالي والمستقبلي يكون مساويا لسعر الاستهلاك المستقبلي بالنسبة للاستهلاك الحالي $(1/(R_t P_t/P_{t+1}))$. Π_t يشير إلى معدل التضخم ويعبر عنه بـــ: $\Pi_t = P_t/P_{t-1}$.

شروط الدرجة الأولى فيما يتعلق بالاستثمار، رأس المال، ومعدل استخدام رأس المال تعطى على التوالي من خلال:

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

$$1 - Q_t \epsilon_t^i \left(\begin{array}{c} 1 \\ -S' \left(\end{array} \right.$$

$$Q_t = \beta E_t \left[$$

حيث تمثل Q_t قيمة الظل (Shadow value) لرأس المال المادي أو ما يعرف بـــ Tobin's Q، وهو عبارة عن العلاقة بين القيمة السوقية والدفترية للأصل المادي. في حالة عدم وجود تكاليف تعديل الاستثمار فإن $Q_t = 1$. يمثل λ_t مضاعف لاغرانج الذي يشير إلى المنفعة الحدية للدخل بالنسبة للاستهلاك. المعادلة (9) تشير إلى أن القيمة الحالية لرأس المال تعتمد على القيمة المستقبلية المتوقعة لكل من صافي قيمة رأس المال بعد الاهتلاك والعائد الحقيقي لتأجير رأس المال مع الأخذ في الحسبان تكلفة استخدامه. في المقابل تعني المعادلة (10) أن تكلفة استخدام رأس المال المادي ترتبط طرديا مع معدل العائد الحقيقي لتأجيره حيث كلما زاد معدل العائد الحقيقي يزيد معه استخدام رأس المال والعكس بالعكس.

تحديد الأجر. يُفترض، باتباع Erceg et al. (2000)، أن سوق العمل هو ذو منافسة احتكارية، حيث كل أسرة توفر خدمات عمل متباينة (كل أسرة تعتبر عارض محتكر لنوع معين من اليد العاملة) لقطاع إنتاج السلع الوسيطة، وأن هناك مجمع للعمل أو وكالة توظيف تتميز بمنافسة كاملة تقوم بتجميع ساعات عمل الأسر بنفس النسب التي تختارها الشركات الوسيطة، وبالتالي يكون مجموع الطلب على عمل كل أسرة مساوي للطلب الكلي على العمل من طرف الشركات الوسيطة، L_t. ويتم التعبير عن ذلك من خلال التكنولوجيا التالية:

حيث $\varepsilon_w > 0$ تشير إلى مرونة الإحلال بين مختلف خدمات العمل التي تعرضها الأسر. تسعى وكالة التوظيف إلى تدنية تكاليف تحويل مجموع ساعات عمل كل الأسر إلى إجمالي مدخلات العمل رهنا بمعادلة الطلب الكلي مع أخذ أجر كل أسرة كما هو (أي خارج عن إرادة الوكالة). وبالتالي، يعطى الطلب على عمل كل أسرة من خلال دالة الطلب التالية:

يشير W_t إلى معدل الأجر الكلي ويرتبط بـــ $W_t(j)$ من خلال العلاقة التالية:

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

هذه العلاقة تعكس أيضا شرط الربح صفر لوكالة التوظيف (باعتبارها ذات منافسة كاملة). وكما في Erceg et al. (2000)، يُفترض أن الأسر تحدد الأجور الإسمية الخاصة بها طبقا للآلية التي اقترحها Calvo (1983).[2] حيث وفقا لهذه الآلية، فإن احتمال أن تكون الأسر القادرة على إعادة تحديد أجرها الإسمي (تحسين الأجر الإسمي) في كل فترة هو ثابت ويساوي $\xi_w - 1$. كما أن القدرة على إعادة تحديد الأجر هي مستقلة عبر الأسر وعبر الزمن. الجزء المتبقي، ξ_w، يشير إلى الأسر الريكاردية غير القادرة على إعادة تحديد أجرها. الأجور التي لا يمكن إعادة تحديدها يُفترض، كما في Erceg et al. (2000) و Christiano, et al. (2005)، أنها تحدد بدلالة التضخم السابق،[3] وباتباع Smets and Wouters (2003) يتم السماح بإجراء فهرسة جزئية (Partial indexation) لهذه الأجور. وبالتالي، فإن الأجور التي لا يمكن إعادة تحديدها في الفترة t تحدد وفقا لـــ:

تشير γ_w إلى درجة فهرسة الأجور؛ حيث عندما تكون $\gamma_w = 0$ فإن الأجور الإسمية التي لا يمكن إعادة تحديدها تظل كما هي وتكون متساوية في جميع الفترات، أما في حالة $\gamma_w = 1$ فإن هذه الأجور في جميع الفترات تحدد بدلالة التضخم السابق بشكل كامل.

الأسر القادرة على إعادة تحديد أجورها الإسمية في الفترة t تسعى إلى تعظيم دالة المنفعة الزمنية الخاصة بها الخاضعة لقيد الميزانية (4) ودالة الطلب (12). الأسرة تختار $\widetilde{W}_t$ لتعظيم:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \xi_w^k$$

حيث، كما في Christiano, et al. (2005)، وبإدخال الفهرسة الجزئية، فإن:

$$X_{tk} = \begin{cases} (I \\ 1 \end{cases}$$

تشير $\widetilde{W}_t$ إلى قيمة $W_t(j)$ الخاص بالأسرة التي يمكنها إعادة تحديد أجرها. هذا الأجر لا يعتمد على نوع الشركة j، لأنه يُفترض، كما في Christiano, et al. (2005)، أن جميع الأسر القادرة على إعادة تحديد سعرها تختار نفس الأجر في الفترة t.

[2] هناك آليات أخرى لإدخال الصلابة الاسمية في الأجور و/أو الأسعار مثل الآلية التي اقترحها Taylor (1980)، لكن تعتبر آلية Calvo (1983) الأكثر استخداما.

[3] هناك بعض الدراسات بدل ربط الأجور بتضخم الأسعار تربطها بدلالة تضخم الأجور، أنظر على سبيل المثال: Erceg et al. (2005a, b).

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

شرط الدرجة الأولى لمشكلة التعظيم هذه فيما يتعلق بالأجر المعاد تحديده $\widetilde{W}_t$ ورهنا بدالة الطلب (12) ينتج عنه معادلة الأجر المحسن كما يلي:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty}$$

حيث $\mu_w = \varepsilon_w/(\varepsilon_w - 1)$ تمثل Markup الخاص بالأجور.[4] كل من $U_{c,t+k}$، و $U_{L,t+k}$ تشير، على التوالي، إلى المنفعة الحدية للاستهلاك وعدم المنفعة الحدية للعمل الخاصة بالأسر، حيث $U_{c,t} = \epsilon_t^d \left(C_t(j) - H_t\right)^{-\sigma_c}$، و $U_{L,t} = \epsilon_t^d \left(L_t(j)\right)^{\sigma_L}$. المعادلة **Erreur ! Source du renvoi introuvable.** تظهر أنه في الفترة t الأسرة الريكاردية التي يُسمح لها بإعادة تحديد أجرها (تحسينه)، تُحدده بحيث تكون القيمة الحالية للعائد الحدي للعمل تساوي Markup على القيمة الحالية لعدم المنفعة الحدية للعمل.

وأخيرا، فإن قانون الحركة لمؤشر الأجور الكلية، انطلاقا من (13)، يعطى بـــ:

$$W_t =$$

2.2. الشركات

بافتراض أن الاقتصاد يضم سلسلة متصلة من الشركات الوسيطة تتسم بالمنافسة الاحتكارية تنتج كل واحدة منها سلعة وسيطة متباينة، وشركة واحدة ذات منافسة كاملة تقوم بالجمع بين السلع الوسيطة لإنتاج السلعة النهائية.

1.2.2. شركة السلعة النهائية

يتم إنتاج السلعة النهائية بواسطة المزج بين إنتاج سلسلة متصلة من سلع الشركات الوسيطة (يشار إليها بـــ j، حيث $j \in [0,1]$)، من خلال التكنولوجيا التالية:

حيث $\varepsilon_P > 0$ تشير إلى مرونة الإحلال بين مختلف السلع الوسيطة. تشير $Y_t(j)$ إلى كمية السلعة الوسيطة من النوع j التي تستخدمها الشركة لإنتاج السلعة النهائية. كل من سعر هذه الأخيرة، P_t، وسعر المدخلات (السلع الوسيطة)، $P_t(j)$، تحدد كما هي، أي لا تتحكم فيها الشركة. تدنية تكاليف الشركة ينتج عنه دالة الطلب على السلع الوسيطة:

[4] Markup تعني بصفة عامة نسبة الربح إلى التكلفة.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

العلاقة التي تربط بين سعر السلعة النهائية وسعر السلع الوسيطة تعطى بـــ:

باعتبار أن سوق السلعة النهائية يتسم بالمنافسة الكاملة فإن سعرها يساوي إجمالي أسعار السلع الوسيطة، حيث يكون الربح معدوم.

2.2.2. شركات السلع الوسيطة

كل شركة محلية وسيطة j تنتج سلعة وسيطة واحدة (يشار إليها أيضا بـــ jباعتبار أن كل شركة وسيطة تنتج سلعة وسيطة مختلفة)، باستخدام رأس المال الخاص المادي، والعمل. تعطى دالة الإنتاج للشركة المحلية الوسيطة j بـــ:

حيث تمثل $K_t^s(j)$ و $L_t(j)$، على التوالي، خدمات رأس المال وخدمات العمل المستأجرة من طرف الشركة الوسيطة j. خدمات رأس المال ترتبط بالمخزون المادي لرأس المال، كما في Christiano, et al. (2005)، بـــ: $K_t^s(j) = Z_t K_{t-1}(j)$. تمثل α_y حصة رأس المال في الإنتاج، حيث: $0 < \alpha_y < 1$. تشير $\Omega > 0$ إلى التكاليف الثابتة للإنتاج. ϵ_t^a هي صدمة عامل الإنتاجية الإجمالي TFP ويُفترض أنها تتبع عملية الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR (1):

حيث تشير ρ_a إلى معامل الانحدار الذاتي. ξ_t^a هي مستقلة وموزعة بشكل متماثل i.i.d مع متوسط صفر وانحراف معياري σ_a، وتمثل ϵ^a قيمة ϵ_t^a في الحالة المستقرة.

ينتج عن مشكلة تدنية تكلفة استئجار خدمات العمل ورأس المال المعادلة التالية:

المعادلة (24) تعكس حقيقة أن نسبة رأس المال إلى العمل تكون متماثلة عند كل الشركات المحلية المنتجة للسلعة الوسيطة، وبالتالي، فإن من أجل كل j: $K_t^s(j)/L_t(j) \equiv K_t^s/L_t$. التكلفة الحدية الحقيقية بدورها تكون متشابهة بين جميع الشركات الوسيطة وتعطى بـــ:

$MC_t(j) =$

التكلفة الحدية الحقيقية هي مستقلة عن نوع وحجم إنتاج الشركة الوسيطة، وبالتالي فإن: $MC_t \equiv MCtj$.

تعطى الأرباح الإسمية للشركة الوسيطة في الفترة t، بـــ:

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

$\Gamma_t(j)$

تحديد السعر. على نحو مماثل لطريقة تحديد أجر الأسر، وأيضا باتباع Erceg et al. (2000)، يُفترض أن الشركات الوسيطة تحدد الأسعار الإسمية الخاصة بها طبقا للآلية التي اقترحها Calvo (1983). حيث وفقا لهذه الآلية، فإن احتمال أن تكون الشركة القادرة على إعادة تحديد سعرها الإسمي (تحسين السعر) في كل فترة هو ثابت ويساوي $\xi_P - 1$. كما أن القدرة على إعادة تحديد السعر هي مستقلة عبر الشركات وعبر الزمن. الجزء المتبقي، ξ_P، يشير إلى الشركات غير القادرة على إعادة تحديد أسعارها. الأسعار التي لا يمكن إعادة تحديدها يُفترض، كما في Erceg et al. (2000) و Christiano, et al. (2005)، أنها تحدد بدلالة التضخم المحلي السابق، وباتباع Smets and Wouters (2003) يتم السماح بإجراء فهرسة جزئية لهذه الأسعار. وبالتالي، فإن الأسعار التي لا يمكن إعادة تحديدها في الفترة t تحدد وفقا لـــ:

تشير γ_P إلى درجة فهرسة الأسعار.

الشركات المنتجة للسلع الوسيطة التي تقوم بإعادة تحديد سعرها (تحسينه) في الفترة t تسعى إلى تعظيم:

$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\xi_p)^k \lambda$

حيث، كما في Christiano, et al. (2005)، وبإدخال الفهرسة الجزئية، فإن:

$X_{tk} = \begin{cases} (\\ 1 \end{cases}$

يشير $\tilde{P}_t$ إلى قيمة $P_t(j)$ الخاص بالشركة التي يمكنها إعادة تحديد سعرها. هذا السعر لا يعتمد على نوع الشركة j، لأنه يُفترض، كما في Christiano, et al. (2005)، أن جميع الشركات القادرة على إعادة تحديد سعرها تختار نفس السعر في الفترة t. λ_t، يمثل مضاعف لاغرانج الذي يشير إلى المنفعة الحدية للدخل بالنسبة للاستهلاك. وبعبارة أخرى، هو يمثل القيمة الحدية للدينار بالنسبة لاستهلاك الأسر الريكاردية، ويعامل من قبل الشركات كمتغير خارجي، وتعتبر قيمة الدينار، من حيث المنفعة، ثابتة عند كل الأسر الريكاردية (أنظر: Christiano, et al. (2005)).

شرط الدرجة الأولى لمشكلة التعظيم فيما يتعلق بالسعر المعاد تحديده، $\tilde{P}_t$، ورهنا بدالة الطلب (20)، ينتج عنه معادلة السعر المحسن كما يلي:

$E_t \sum_{k=0}^{\infty}$

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

حيث $\mu_P = \varepsilon_P/(\varepsilon_P - 1)$ هو هامش الربح بالنسبة للتكلفة الحدية (Markup). يظهر من شرط الدرجة الأولى أن السعر الذي تحدده الشركة التي يمكنها إعادة تحديد سعرها (تحسينه) في الفترة t، سيكون مساويا للـــ Markup على التكاليف الحدية.

وأخيرا، يمكن إعادة كتابة قانون الحركة لمؤشر السعر الإجمالي، انطلاقا من (21)، من خلال:

P_t

3.2.2. السياسة النقدية

على افتراض أن البنك المركزي (بنك الجزائر) من أجل تحديد معدل الفائدة الإسمي في كل فترة يتبع قاعدة تايلور التي تعطى بـــ:[5]

حيث تشير كل من r، Π، و Y، على التوالي، إلى قيمة معدل الفائدة الإسمي، معدل التضخم، والناتج المحلي الإجمالي في الحالة المستقرة. $\phi_\pi \geq 0$ و $\phi_y \geq 0$ هي معاملات تقيس استجابة معدل الفائدة الإسمي (وبالتالي السياسة النقدية) لانحراف كل من معدل التضخم والناتج المحلي على التوالي عن قيمهما في الحالة المستقرة. من أجل التبسيط سيفترض أن $\phi_y = 0$؛ أي أن البنك المركزي لا يستجيب لانحرافات الناتج، وهو أيضا ما يتوافق في الغالب مع حالة بنك الجزائر.

4.2.2. التوازن الكلي

في التوازن المتماثل جميع الأسر تأخذ نفس القرار ونفس الأمر بالنسبة للشركات الوسيطة. يتحقق التوازن في سوق السلع النهائية المحلية عندما يتساوى الطلب الكلي والعرض الكلي، أي يكون الإنتاج يساوي الطلب من قبل الأسر للاستهلاك والاستثمار، والإنفاق الحكومي:[6]

حيث يفترض أن إجمالي الإنفاق الحكومي، G_t، يتطور خارجيا ويتبع عملية انحدار ذاتي من الدرجة الأولى AR (1):

[5] قاعدة تايلور (Taylor rule)، وتسمى أيضا مبدأ تايلور، هي القاعدة التي اقترحها Taylor (1993) للكيفية التي يحدد بها معدل الفائدة من طرف البنك المركزي؛ حيث بموجب هذه القاعدة يقوم هذا الأخير بتعديل معدل الفائدة الإسمي استجابة للتغيرات في التضخم و/أو التغيرات في الناتج الحقيقي، فإذا زاد معدل التضخم عن المعدل المستهدف أو إذا زاد الناتج الحقيقي عن ميل أو اتجاه نمو الناتج الحقيقي فإن البنك المركزي يقوم برفع معدل الفائدة والعكس بالعكس. وتستخدم هذا القاعدة بشكل واسع في نماذج DSGE للتعبير عن السياسة النقدية.

[6] يعرف أيضا بالقيد الكلي على الموارد.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

حيث تشير ρ_g إلى معامل الانحدار الذاتي. ξ_t^g هي مستقلة وموزعة بشكل متماثل i.i.d مع متوسط صفر وانحراف معياري σ_g، وتمثل G^g قيمة G_t في الحالة المستقرة.

التوازن في سوق العمل يتحقق عندما يساوي الطلب على العمل من قبل الشركات الوسيطة عرض الأسر، وعند مستوى الأجر الذي تحدده هذه الأخيرة. وأيضا يتحقق التوازن في سوق تأجير رأس المال عندما يتساوى طلب الشركات الوسيطة وعرض الأسر.

3. تقدير النموذج

يتم تقدير النموذج (النسخة الخطية)[7] من خلال تقنيات التقدير البايزي (Bayesian estimation techniques) باستخدام أربعة سلاسل زمنية للاقتصاد الكلي الجزائري كبيانات مشاهدة: الانحرافات عن الميل التربيعي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي؛ الانحرافات عن المتوسط لمعدل التضخم؛ الانحرافات عن الميل التربيعي للاستثمار الكلي الحقيقي؛ والانحرافات عن الميل التربيعي للاستهلاك الكلي الحقيقي (لتفاصيل أكثر حول طريقة تحويل وحساب البيانات المشاهدة وكذا مصادر البيانات أنظر الملحق A).[8]

قُسمت معلمات النموذج إلى قسمين؛ قسم من المعلمات يتم تقديرها (ستناقش في القسم الموالي)، والقسم الآخر منها يتم معايرتها، هذه الأخيرة هي موضحة في الجدول 1. قيمة معامل الخصم، β، تحدد بـــ 0.96 (على أساس سنوي) كما هو الحال في أغلب أدبيات DSGE (حيث غالبا ما تحدد بـــ 0.99 على أساس ربع سنوي)، وهو ما يعني أن معدل الفائدة السنوي في الحالة المستقرة هو 4%. كما في Allegret and Benkhodja (2015)، تحدد قيمة معكوس المرونة الزمنية للإحلال الخاصة بالاستهلاك، σ_c، بـــ 2، أي أن المرونة الزمنية للإحلال فيما يتعلق بالاستهلاك هي 0.5، في حين تحدد قيمة معكوس المرونة الزمنية للإحلال الخاصة بالعمل، σ_L، بـــ 1. معدل اهتلاك رأس المال، δ، تحدد قيمتها بـــ 0.1 (على أساس سنوي) وهي النسبة الشائعة في أدبيات DSGE. معلمة مرونة الاحلال بين مختلف خدمات عمل الأسر، ε_w، تحدد بـــ 11 كما في Medina and Soto (2007). قيمة الحالة المستقرة لنسبة الإنفاق الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي، G/Y، هي عبارة عن متوسط المشاهدات السنوية لنسبة الإنفاق الحكومي إلى الناتج خلال الفترة 1980-2016.

[7] تم تحويل المعادلات التي تمثل شروط للتوازن إلى خطية بواسطة ما يعرف بـــ Log-Linearization، وذلك من خلال حساب الانحرافات اللوغاريتمية عن الحالة المستقرة غير العشوائية (Log-Deviations) وحساب تقريب تايلور من الدرجة الأولى First (Order Taylor Approximation) حسب طبيعة كل معادلة.

[8] هناك عدة طرق تستخدم لتحويل البيانات بما يتناسب مع نماذج DSGE مثل أخذ الانحرافات عن الميل الخطي أو التربيعي أو التكعيبي؛ معادلات الفرق الأول؛ أو استخدام جانب واحد من مرشح HP (Hodrick-Prescott filter). لتفاصيل أكثر حول هذه الطرق أنظر، على سبيل المثال، Pfeifer (2014a). هنا تم استخدام الانحرافات عن الميل التربيعي لأنها تُعبر أكثر عن الديناميكيات في بيانات الاقتصاد الجزائري.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

تم اتباع نفس منهجية التقدير البايزي الموجودة في أدبيات DSGE.[9] يتم حساب الإحصائيات الخاصة بالتوزيعات البعدية (Posterior distributions) بواسطة خوارزمية Metropolis-Hastings من خلال إجراء 100000 سحب.[10] من أجل التحقق من مدى ملائمة النموذج ودرجة ثبات العينة تم اجراء عدة اختبارات.[11] نتائج هذه الاختبارات هي موضحة في الملحق **A Erreur ! Source du renvoi introuvable.** يُظهر الشكل A.1 نتائج التحقق من المنوال (Mode) الذي يبدو أنه مقبول إلى حد كبير، حيث يظهر أن قيم الـــ Mode الخاصة بجميع معلمات النموذج تتقاطع مع أقصى قيمة (الذروة) لدالة الاحتمال للتوزيع البعدي (Posterior likelihood function). تم أيضا اختبار تحديد الهوية (Identification) الذي يحدد مدى قدرة النموذج على تحديد قيم المعلمات باستخدام المعلومات من البيانات. وأظهر الاختبار أن كل المعلمات هي محدد في النموذج (All parameters are identified in the model (rank of H)) ومحددة بواسطة اللحظات J (All parameters are identified by J moments (rank of J))، وهو ما يلاحظ أيضا من الشكل A.2.[12]

الجدول 1. النسب والمعلمات الهيكلية المعايرة

المعلمة أو النسبة	*الوصف*	*القيمة*
	معامل الخصم	0.96

[9] لأكثر تفاصيل حول تقدير نماذج DSGE باستخدام النهج البايزي أنظر، على سبيل المثال، An and Schorfheide (2007) و Fernández-Villaverde (2010). منهجية التقدير باستخدام هذا النهج هي موصوفة أيضا في Smets and Wouters (2003). تم حل النموذج وتقديره بواسطة برنامج DYNARE 4.5.4 وبرنامج MATLAB R2016a.

[10] لمزيد من التفاصيل حول خوارزمية المعاينة Metropolis-Hastings أنظر، على سبيل المثال، Chib and Greenberg (1995).

[11] جميع هذه الاختبارات تم إجرائها بواسطة برنامج DYNARE. لأكثر تفاصيل حول الأشكال الموجودة في الملحق ودلالاتها أنظر، على سبيل المثال، Pfeifer (2014b).

[12] لتفاصيل أكثر حول اختبارات تحديد الهوية لنماذج DSGE أنظر، على سبيل المثال، Ratto and Iskrev (2011).

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

معكوس المرونة الزمنية للإحلال الخاصة بالاستهلاك	2
معكوس المرونة الزمنية للإحلال الخاصة بالعمل	1
معدل اهتلاك رأس المال	0.10
معلمة مرونة الأجور	11
نسبة الإنفاق الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي	0.45

المصدر: *من اعداد الباحث.*

بغية اختبار استقرار العينة تم استخدام طريقة تشخيص التقارب لـــ Brooks and Gelman (1998). يُظهر الشكل A.3.1 نتائج تشخيص التقارب أحادي المتغير (Univariate convergence diagnostics)، بينما يظهر الشكل A.3.2 نتائج تشخيص التقارب متعدد المتغيرات (Multivariate convergence diagnostic). الظاهر من الشكلين أن التقارب محقق لكل معلمات النموذج. تم أيضا من أجل اختبار مدى ملائمة النموذج للبيانات، كما في Bergholt, et al. (2017)، المقارنة بين البيانات المشاهدة الأصلية وقيم one step ahead المتوقعة بواسطة النموذج (الشكل B.4 في الملحق B). يظهر من الشكل أن النموذج ينجح في التقاط تقريبا كل الديناميكيات في السلاسل الزمنية الأربعة. قبل مناقشة وتحليل نتائج التقدير للتوزيعات البعدية للمعلمات، سيتم أولا مناقشة واختيار التوزيعات المسبقة.

1.3. التوزيعات المسبقة للمعلمات

تم اختيار التوزيعات المسبقة بالاعتماد على الأدبيات السابقة، على وجه التحديد، دراسة Allegret and Benkhodja (2015) الذين ناقشا السياسة النقدية في الجزائر باستخدام نموذج DSGE مقدر بواسطة النهج البايزي. إضافة إلى ذلك، تم الاعتماد على بعض الدراسات التي طبقت نماذج DSGE في الدول النامية المصدرة للموارد، مثل Medina and Soto (2005, 2007). لكن، لأن بعض التوزيعات غير الموجود في هذه الأدبيات، تم اختيارها بالاعتماد على دراسات أخرى طُبقت على الدول المتقدمة، خاصة Smets and Wouters (2007, 2003). الافتراضات حول التوزيعات المسبقة للمعلمات الهيكلية ومعلمات الصدمات هي مبينة في الجدول 2.

معلمة تشكيل العادة الخارجية في استهلاك الأسر يُفترض أنها تتبع توزيع بيتا (Beta) مع متوسط 0.5 وانحراف معياري 0.25. حصة رأس المال في الإنتاج هي أيضا يُفترض أنها تتبع توزيع بيتا مع متوسط 0.3 وانحراف معياري 0.05. يُفترض توزيع بيتا كذلك لتكلفة استخدام رأس المال مع متوسط 0.5 وانحراف معياري 0.15.

فيما يتعلق بالمعلمات الخاصة بالأسعار والأجور فيُفترض أنها تتبع أيضا توزيع بيتا. حيث يُفترض أن لمعلمتي الفهرسة الجزئية للأجور والأسعار متوسط 0.5، والذي يعني أن الأجور والأسعار للأسر والشركات الوسيطة التي لا يمكنها إعادة تحديد أجورها وأسعارها تحددها بدلالة

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

التضخم السابق بما نسبته 50% في المتوسط، ومع انحراف معياري 0.25. بينما يُفترض أن معلمتي صلابة الأجور والأسعار لهما متوسط 0.5 ومع انحراف معياري 0.05.

بقية المعلمات الهيكلية يُفترض أنها تتبع التوزيع الطبيعي (Normal). معلمة تكلفة تعديل الاستثمار يحدد لها متوسط 4 مع انحراف معياري 1.5. ويحدد متوسط حصة التكلفة الثابتة في الإنتاج بـــ 0.25 مع انحراف معياري 0.125. معاملات استجابة السياسة النقدية للانحرافات في التضخم، كما في Allegret and Benkhodja (2015)، لا يتم فرض قيود غير سلبية عليها ولذلك فيُفترض أنها تتبع التوزيع الطبيعي، ويحدد لها متوسط 0.5 وانحراف معياري 0.3.

أخيرا، يُفترض توزيع معكوس غاما (Inverse Gamma) لكل الانحرافات المعيارية للصدمات المختلفة مع متوسط 0.50. بالنسبة لمعلمات عمليات الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR (1) والتي تقيس مدى استمرارية الصدمات، فيُفترض أنها تتبع توزيع بيتا بمتوسط 0.65 وانحراف معياري .0.2

2.3. التوزيعات البعدية للمعلمات

تُظهر الصفوف الأربعة الأخيرة في الجدول 2 نتائج تقدير التوزيعات البعدية لمعلمات النموذج. هذه الصفوف تحتوي على الـــمنوال، المتوسط، وفترات الثقة (Confidence intervals) 5 و95 بالمئة للتوزيع البعدي التي تم الحصول عليها بعد تطبيق خوارزمية المعاينة Metropolis-Hastings من خلال 100000 سحب. فيما يلي ستتم مناقشة متوسطات التوزيع البعدي.

تشير نتائج التقدير إلى أن المستهلكين لديهم درجة منخفضة من تشكيل العادة الخارجية حيث لا يتأثر الاستهلاك الحالي بعادة الاستهلاك في الفترة السابقة إلا بـــ 24%. وبعبارة أخرى، يعني ذلك أن استهلاك الأسر المحلية في كل فترة يعتمد، في المتوسط، على 24% من عادات الاستهلاك المكتسبة في الفترة السابقة. هذه القيمة هي أقل من القيمة 0.32 التي قدرها، على سبيل المثال، Medina and Soto (2005) لاقتصاد الشيلي. حصة رأس المال في الإنتاج مقدرة بـــ 34% وهي قريبة من قيمة المتوسط المسبق، وقريبة أيضا من القيمة 38% التي وجدها Allegret and Benkhodja (2011).

قيمة معلمة تكلفة تعديل الاستثمار مقدرة بـــ 3.58 وهي من أقل قيمة تكلفة تعديل رأس المال 5.86 التي وجدها Allegret and Benkhodja (2011).[13] يمكن أن تُفسر هذه المعلمة، كما في Bhattarai and Trzeciakiewicz (2017)، على أنها المرونة العكسية التي تقيس استجابة الاستثمار للتغير في رأس المال المثَبت، حيث هنا، زيادة السعر الحالي لرأس المال المثَبت بنسبة 1% تُتبع بزيادة في الاستثمار بحوالي 6.98% $(1/\kappa(1-\beta))$. القيمة المقدرة لمعلمة تكلفة تعديل استخدام رأس المال هي 0.61. يشير Bhattarai and Trzeciakiewicz (2017) إلى أنه يمكن

[13] تكلفة تعديل رأس المال كدالة للتغير في رأس المال، في حين هنا هي دالة للتغير في Allegret and Benkhodja (2015) استخدم الاستثمار.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

تفسير هذه المعلمة على أنها تمثل المرونة العكسية لاستخدام رأس المال استجابة للتغير في معدل تأجيره. وبالتالي، قيمتها المقدرة هنا تعني أن زيادة معدل تأجير رأس المال فقط بـــ 1% يؤدي إلى انخفاض في معدل استخدامه بـــ 61%. القيمة المقدرة لحصة التكلفة الثابتة في الإنتاج (24%) هي قريبة من قيمة المتوسط المسبق.

الجدول 2. التوزيعات المسبقة والبعدية للمعلمات الهيكلية ومعلمات الصدمات

المعلمات	الوصف	التوزيع المسبق			التوزيع البعدي	
		نوع التوزيع	المتوسط	S.D.	المنوال	ط
h	معلمة تشكيل العادة الخارجية لاستهلاك الأسر	Beta	0.50	0.25	0.22	0.24
α_y	حصة رأس المال في دالة الإنتاج	Beta	0.30	0.05	0.36	0.34
ϖ	تكلفة تعديل استخدام رأس المال	Beta	0.50	0.15	0.56	0.61
κ	تكلفة تعديل الاستثمار	Normal	4.00	1.50	3.03	3.58
Ω_y	واحد زائد حصة التكلفة الثابتة في الإنتاج	Normal	1.25	0.12	1.22	1.24
γ_w	الفهرسة الجزئية للأجور	Beta	0.50	0.25	0.63	0.55
γ_p	الفهرسة الجزئية للأسعار	Beta	0.50	0.25	0.06	0.16
ξ_w	صلابة الأجور	Beta	0.50	0.05	0.49	0.49
ξ_P	صلابة الأسعار	Beta	0.50	0.05	0.53	0.51
ϕ_π	معامل استجابة السياسة النقدية للتضخم	Normal	0.50	0.30	1.26	1.24
معلمات						
σ_a	الانحراف المعياري لصدمة الإنتاجية	Inverse Gamma	0.50	inf	13.89	14.73
σ_g	الانحراف المعياري لصدمة الإنفاق الحكومي	Inverse Gamma	0.50	Inf	1.04	8.24
σ_d	الانحراف المعياري لصدمة التفضيل	Inverse Gamma	0.50	inf	16.34	18.68
σ_i	الانحراف المعياري لصدمة الاستثمار	Inverse Gamma	0.50	inf	2.50	2.85
ρ_a	معلمة الانحدار الذاتي لصدمة الإنتاجية	Beta	0.65	0.20	0.53	0.53
ρ_g	معلمة الانحدار الذاتي لصدمة الإنفاق الحكومي	Beta	0.65	0.20	0.94	0.88
ρ_d	معلمة الانحدار الذاتي لصدمة التفضيل	Beta	0.65	0.20	0.72	0.72
ρ_i	معلمة الانحدار الذاتي لصدمة الاستثمار	Beta	0.65	0.20	0.61	0.53

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على الدراسات السابقة ونتائج التقدير.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

5%	0.04	0.23	0.37	1.53	1.00	0.10	0.00	0.40	0.42	1.00		8.43	6.19	13.28	1.94	0.23	0.72	0.52	0.23
95%	0.42	0.46	0.83	5.72	1.48	0.97	0.38	0.58	0.60	1.47		21.67	10.51	24.64	3.89	0.82	0.99	0.93	0.82

بالانتقال إلى المعلمات الأربعة التي تحدد الصلابة في الأسعار والأجور، القيمة المقدرة لصلابة الأسعار تعني أن هذه الأسعار تتغير تقريبا كل سنتين في المتوسط. قيمة معلمة صلابة الأجور مقدرة بـــ 0.49 هي أقل نسبيا من صلابة الأسعار وتعني أن الأجور تتغير في المتوسط أيضا تقريبا كل عامين. القيمة المقدرة لمعلمتي الفهرسة الجزئية للأسعار (0.16) والأجور (0.55) تعني أن الأجور تحدد مع الأخذ في الحسبان معدل التضخم السابق بدرجة أكبر نسبيا مقارنة بالأسعار. بالنظر إلى معامل استجابة السياسة النقدية، قيمة الاستجابة للتضخم 1.24 هي أقل من القيمة 1.92 التي وجدها Allegret and Benkhodja (2011).

نتائج التقدير الخاصة بمعلمات الصدمات تشير إلى أن الصدمة الأكثر استمرارًا هي صدمة الإنفاق الحكومي (0.88)، في حين تعتبر صدمة الإنتاجية (0.53) هي الأقل استمرارًا. بالنسبة للانحرافات المعيارية للصدمات فيبدو جليا أن صدمة التفضيل هي الأكثر تقلبا (18.68)، في حين الأقل تقلبا هي صدمة الاستثمار (2.85).

4. النتائج: أسباب دورات الأعمال في الاقتصاد الجزائري

باستخدام النموذج المقدر سيتم في هذا القسم تحليل ومناقشة دور مختلف الصدمات الهيكلية في دورات الأعمال في الاقتصاد الجزائري. سيتم ذلك من خلال تحليل دوال الاستجابة النبضية، مدى مساهمة الصدمات الهيكلية في تباين المتغيرات الكلية، وأيضا مدى المساهمة التاريخية لهذه الصدمات.

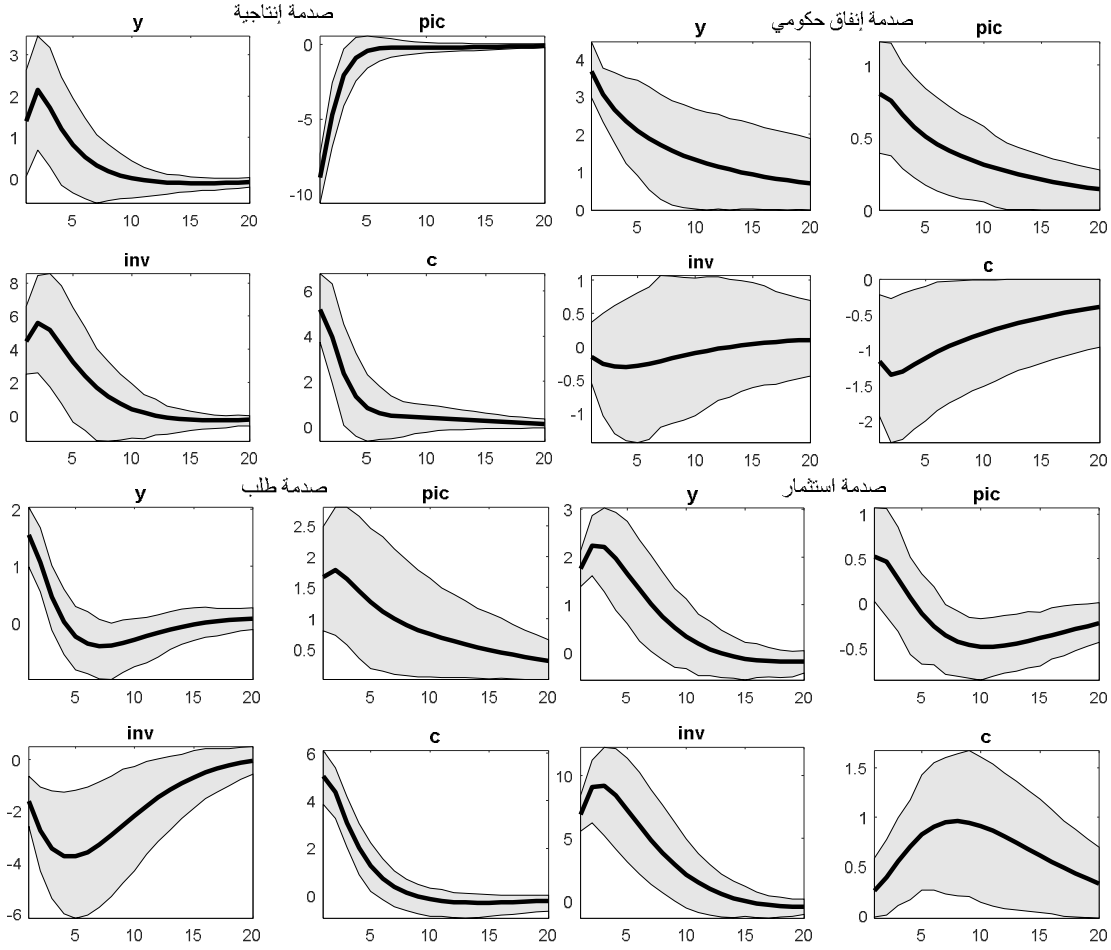
1.4. تحليل دوال الاستجابة النبضية

يعرض الشكل 1 استجابة المتغيرات الاقتصادية الكلية الحقيقية (الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، الاستثمار، والاستهلاك) للصدمات الهيكلية الإيجابية (صدمة إنتاجية، صدمة إنفاق حكومي، صدمة طلب، وصدمة استثمار). الاستجابات النبضية المعروضة في الشكل هي دوال الاستجابة النبضية البايزية (Bayesian impulse response functions).

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

بالتركيز أولا على الناتج المحلي الإجمالي، من الواضح أن الصدمات الهيكلية الأربعة تؤدي إلى استجابة إيجابية فورية للناتج. مع ذلك، وبينما يستمر الأثر الإيجابي لصدمة الإنتاجية، صدمة الإنفاق الحكومي، وصدمة الاستثمار، تأثير صدمة الطلب الخاص يصبح سلبيا بعد السنة الخامسة. الصدمة الأكثر تأثيرا على الناتج هي صدمة الإنفاق الحكومي؛ حيث تؤدي إلى زيادته بحوالي 4% في السنة الأولى. أثر صدمة الإنفاق الحكومي هو أيضا الأكثر استمرار مقارنة بالصدمات الأخرى. تأثير صدمة الإنفاق الحكومي هنا هو من جانب الطلب حيث يزيد الطلب الحكومي على السلع الاستهلاكية (المشتريات الحكومية) والسلع الاستثمارية (الاستثمار الحكومي). حساسية الناتج لصدمة الإنفاق الحكومي يتوافق مع واقع الدور الكبير الذي يلعبه القطاع العام في الاقتصاد الجزائري خاصة في قطاع السلع غير متداولة (Non-tradable goods).

الشكل 1. الاستجابات النبضية للصدمات الهيكلية



ملاحظة: المحور الأفقي يمثل الزمن بالسنوات، في حين يمثل المحور العمودي النسبة المئوية للانحراف عن الحالة المستقرة. الخط الأسود الغليظ يمثل متوسط الاستجابة النبضية (المتوسط البعدي Posterior mean). تمثل حدود المساحة الرمادية فترات الثقة 10% و90% للتوزيع البعدي (Posterior intervals).

المصدر: مخرجات برنامج DYNARE 4.5.4 من خلال برنامج MATLAB R2016a.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

الجدول 3. تحلل تباين خطأ التنبؤ

صدمة إنتاجية	صدمة إنفاق حكومي	صدمة طلب	صدمة استثمار

بقية المتغيرات الأخرى تستجيب بشكل متفاوت للصدمات الهيكلية الأربعة. ففي أعقاب صدمة إيجابية في الإنتاجية (التي يمكن تفسيرها على أنها صدمة عرض) يزيد الاستثمار والاستهلاك، في حين ينخفض معدل التضخم. الآثار الكمية لصدمة الإنتاجية على هذا الأخير هي الأكبر مقارنة بتلك الخاصة بالصدمات الهيكلية الأخرى (رغم أن طبيعة الاستجابة مختلفة). على عكس أثر صدمة الإنتاجية، صدمة الإنفاق الحكومي تؤدي إلى انخفاض في الاستهلاك والاستثمار وزيادة في معدلات التضخم. الأثر السلبي لصدمة الإنفاق الحكومي هو نتيجة لآثار مزاحمة القطاع العام للقطاع الخاص. صدمة الطلب الخاص تؤدي إلى زيادة معدل التضخم والاستهلاك وانخفاض الاستثمار. في المقابل، يستجيب كل معدل التضخم، الاستثمار، والاستهلاك إيجابيا لصدمة الاستثمار. كما هو متوقع، أكثر ما يؤثر على الاستهلاك هو صدمة الطلب الخاص، بينما أكثر ما يؤثر على الاستثمار هو صدمة الاستثمار.

2.4. تحلل التباين

بعد مناقشة آثار الصدمات الهيكلية على الاقتصاد الكلي الجزائري في القسم السابق، في هذا القسم سيتم تحليل ومناقشة مدى مساهمة كل صدمة من هذه الصدمات في تباين خطأ التنبؤ (Forecast error variance) الخاص بالمتغيرات الكلية من خلال تحلل التباين (variance decomposition)، يُظهر الجدول 3 تحلل تباين خطأ التنبؤ للمتغيرات الكلية المختارة.

كما هو الحال في نتائج دوال الاستجابة النبضية، يبدو أن أغلب التباين الذي يحدث في الناتج هو بسبب صدمة الإنفاق الحكومي. هذه الأخيرة تفسر لوحدها أكثر من 60% من تقلبات الناتج الحقيقي. في المقابل، مساهمة الصدمات الأخرى هي أقل خاصة صدمة الإنتاجية. يعكس ذلك الدور الكبير للقطاع الحكومي وضعف القطاع الخاص. بالنسبة لمحددات التضخم، فمن الواضح أن جل التقلبات التي تحدث في معدلات التضخم هي نتيجة للتقلبات في جانب العرض (صدمة الإنتاجية)، مع دور صغير نسبيا لصدمة الطلب الخاص. بشكل غير مفاجئ، تفسر صدمة الاستثمار معظم التباين في الاستثمار الكلي وتفسر صدمة الطلب معظم التباين في الاستهلاك. مع ذلك، تظهر مساهمة كبيرة نسبيا لصدمة الإنتاجية في تباين كلا المتغيرين (الاستثمار والاستهلاك).

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

GDP	7.98	63.79	12.05	16.18
التضخم	96.09	0.77	2.83	0.31
الاستثمار	23.81	0.14	4.16	71.89
الاستهلاك	48.28	2.09	49.43	0.20

ملاحظة: القيم في الجدول هي عبارة عن نسب مئوية. النتائج هنا هي على أساس المتوسط البعدي (Posterior mean).

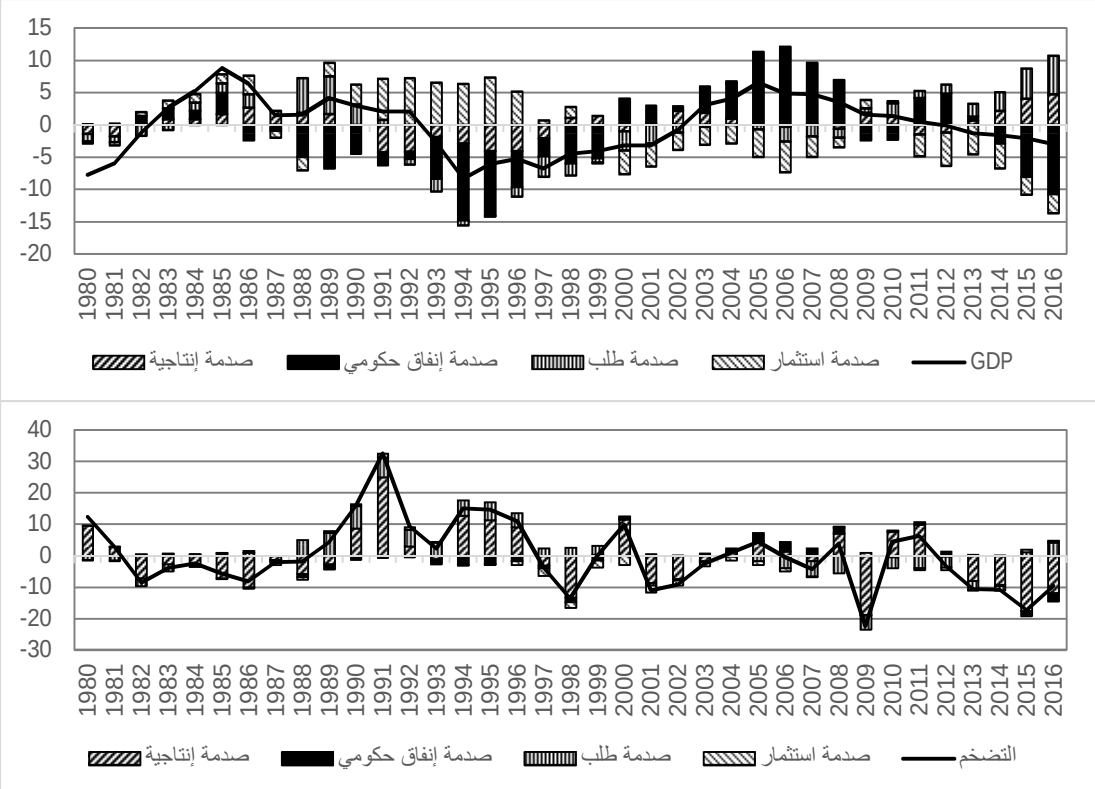
المصدر: من اعداد الباحث بناءا على نتائج التقدير.

3.4. التحلل التاريخي

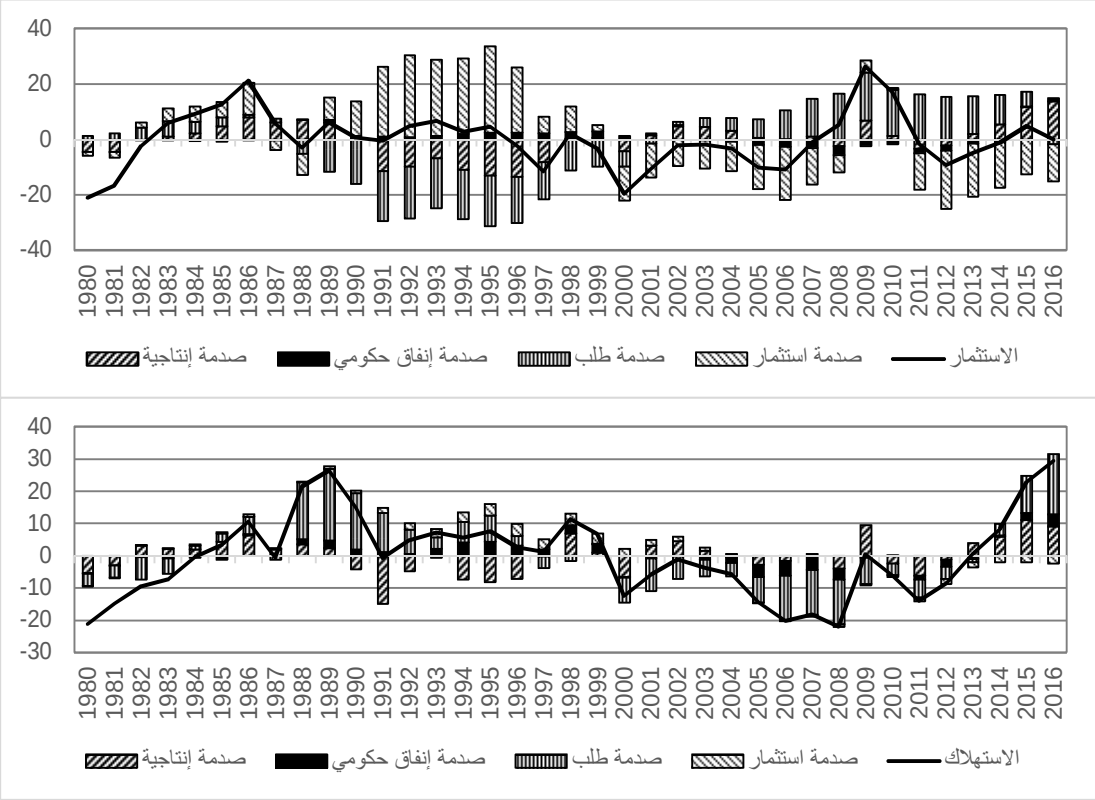
يعرض الشكل 2 التحلل التاريخي (Historical decomposition) لكل صدمة من الصدمات الهيكلية الأربعة في تقلبات كل من الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، الاستثمار الكلي، والاستهلاك خلال كامل فترة العينة. هنا سيتم التركيز بالدرجة الأولى على التحلل التاريخي للناتج.

كما في النتائج السابقة (الاستجابات النبضية وتحلل التباين)، من الواضح أن صدمة الإنفاق الحكومي كان لها الدور الأكبر في التقلبات التي شهدها الناتج الحقيقي. دور هذه الصدمة كان أقل نسبيا في فترة الثمانينيات مقارنة

الشكل 2. التحلل التاريخي للناتج، التضخم، الاستثمار، والاستهلاك



المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655



ملاحظة: النتائج في الشكل هي على أساس المتوسط البعدي (Posterior mean).

المصدر: من اعداد الباحث بناءا على نتائج التقدير.

بباقي الفترات. مع ذلك، كان لها دور في حالة الانتعاش الذي شهدها الناتج في بداية الثمانينيات رفقة صدمات الإنتاجية، الطلب الخاص، والاستثمار. كما ساهمت في انهيار الناتج في سنة 1986. كان ذلك على الأرجح بسبب الصدمة السلبية التي شهدها سعر النفط في هذه السنة. رغم ذلك، ساهمت الصدمات الإيجابية في الإنتاجية، الطلب الخاص، والاستثمار، في بقائه في مستوى مرتفع نسبيا استمر إلى غاية أوائل التسعينيات. بداية من سنة 1993 عرف الناتج حالة كبيرة من الركود التضخمي (حيث ترافق انخفاض الناتج مع زيادة معدلات التضخم) ثم تطورت إلى حالة كساد دامت إلى غاية أواخر التسعينيات. كان لصدمات الإنفاق الحكومي السلبية دور كبير في حالة الركود هذه مع مساهمة أقل نسبيا لصدمات الإنتاجية والاستثمار.

في بداية سنوات الألفية الجديدة بدأ الناتج في الانتعاش تدريجيا، ومرة أخرى كان لصدمات الإنفاق الحكومي الدور الأكبر. شهدت هذه الفترة اتجاه صعودي لأسعار النفط والغاز والتي ساهمت في زيادة إيرادات الحكومة والتي بدورها ترجمتها في شكل نفقات استهلاكية واستثمارية، خاصة بعد تبني برامج دعم النمو الاقتصادي في هذه الفترة. حالة الرواج هذه لم تدم طويلا فسرعان ما بدأ الناتج في التراجع مرة أخرى إلى انهار في سنة 2014. حالة التراجع ساهمت فيها بشكل أساسي الصدمات السلبية في الإنفاق الحكومي والاستثمار.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

عموما، بالنظر إلى تطور الناتج فيبدو جليا أنه مر بكل دورات الأعمال (الانتعاش، الرواج، الركود، الكساد) خلال العقدين والنصف الماضيين. كان لصدمة الإنفاق الحكومي مساهمة كبيرة وقد ترافق تأثيرها مع أغلب حالات الانخفاض والارتفاع لإيرادات الموارد (النفط والغاز) مما يعكس تبني سياسات إنفاق حكومي مسايرة للاتجاهات الدورية (Procyclical). إضافة إلى ذلك، وبينما تستمر حالات الركود (كما هو الحال في النصف الثاني من التسعينيات)، حالات الانتعاش وخاصة الرواج لا تدوم طويلا.

في ضوء النتائج السابقة، من الواضح أن كل الصدمات الهيكلية كان لها دور في تقلبات الاقتصاد الكلي وسببت دورات الأعمال في الاقتصاد الجزائري، رغم أن أهميتها النسبية متفاوتة. بتقسيم الصدمات الهيكلية إلى صدمات عرض كلي (صدمة الإنتاجية) وصدمات طلب كلي (تشمل صدمة الطلب الخاص، الإنفاق الحكومي، وصدمة الاستثمار)،[14] يمكن القول إن كل من الناتج، الاستهلاك، والاستثمار هي متغيرات أكثر حساسية لصدمات الطلب الكلي، بينما تتأثر معدلات التضخم بشكل أكبر بصدمات العرض الكلي. أظهرت النتائج أدلة على وجود اتجاهات دورية في سياسات الإنفاق الحكومي (السياسة المالية) والتي ساهمت بشكل واضح في دورات الأعمال المختلفة. أظهرت النتائج أيضا فشل السياسات الاقتصادية المنتهجة في المحافظة على حالات الانتعاش والرواج لفترات زمنية أكبر من جهة، وفشلها في الخروج من حالات الركود والكساد بسرعة أكبر من جهة أخرى.

5. خاتمة

تم في هذه الورقة تقدير نموذج DSGE نيوكينزي مغلق من خلال تقنيات التقدير البايزي باستخدام بيانات الاقتصاد الجزائري. النموذج ذو الثلاث قطاعات والمتضمن مجموعة من الاحتكاكات الإسمية والحقيقية أظهر قدرته على ملائمة بيانات الاقتصاد الكلي الجزائري وإعادة توليد تقريبا نفس الديناميكيات في البيانات. كان الهدف من هذه الورقة هو تحليل دورات الأعمال في الاقتصاد الجزائري وتسليط الضوء على ماهية الصدمات الهيكلية التي تقود الاقتصاد الكلي. أظهرت النتائج، بصفة عامة، أنه خلال الفترة 1980-2016، كانت صدمات الطلب الكلي هي التي تقود الاقتصاد الجزائري وتسبب التقلبات في دورات الأعمال. أظهرت النتائج أيضا وجود اتجاهات دورية في سياسات الانفاق الحكومي، وأيضا سوء تعامل مع دورات الأعمال المختلفة التي مر الاقتصاد الجزائري. نظرا لذلك، وجب انتهاج سياسات اقتصادية أقل دورية وعدم نقل التقلبات التي تحدث في الإيرادات (خاصة ارادات المحروقات) إلى الاقتصاد الكلي، والعمل على تصميم قواعد مالية تضفي أكثر استقرار على المتغيرات الاقتصادية الكلية.

[14] تم اعتبار صدمة الإنفاق الحكومي وصدمة الاستثمار صدمات طلب لأنها تأثر على جانب الطلب في معادلة القيد كلي على الموارد (المعادلة (33)).

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

بطبيعة الحال، النموذج التي بناءه في هذه الورقة بسيط ولا يعبر بشكل كامل عن الاقتصاد الجزائري. وبالتالي، سيكون من المفيد مستقبلا ادخال المزيد من القطاعات خاصة قطاع المحروقات، إدخال السياسة المالية، السماح بالتدفقات من وإلى العالم الخارجي من خلال جعل النموذج مفتوح، واستخدام المزيد من البيانات. علاوة على ذلك، الصدمات الهيكلية التي تم إدخالها لا تعبر عن كل الصدمات التي يتعرض لها الاقتصاد الجزائري. لذلك، سيكون ادخال المزيد من الصدمات أيضا مفيدا في تفسير التقلبات في دورات الاعمال. عمليا، فإن إدخال صدمات المرتبطة بإيرادات البترولية (خاصة صدمات الأسعار)، على سبيل المثال، سيوضح أكثر فيما إذا كانت هي التي تسبب دورات الأعمال بشكل مباشر عبر انتقالها إلى الاقتصاد من خلال قناة الإنفاق الحكومي أم أن ذلك هو بسبب عوامل أخرى، أيضا ادخال صدمات Markup قد يسهل التقاط وتفسير الترددات العالية التي تحدث في التضخم.

المراجع

Allegret, J. P., & Benkhodja, M. T. (2015). External shocks and monetary policy in an oil exporting economy (Algeria). *Journal of Policy Modeling, 37*(4), pp. 652-667.

An, S., & Schorfheide, F. . (2007). Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric reviews, 36*(2-4), pp. 113-172.

Bergholt, D., Larsen, V. H., & Seneca, M. . (2017). Business cycles in an oil economy. *Journal of International Money and Finance*.

Bhattarai, K., & Trzeciakiewicz, D. (2017). Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in the UK: A DSGE analysis. *Economic Modelling, 61*, pp. 321-338.

Brooks, S. P., & Gelman, A. G. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of computational and graphical statistics, 7*(4), pp. 434-455.

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics, 12*(3), pp. 383-398.

Chib, S., & Greenberg, E. . (1995). Understanding the metropolis-hastings algorithm. *The american statistician, 49*(4), pp. 327-335.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy , 113*(1), pp. 1-45.

Erceg, C. J., Guerrieri, L., & Gust, C. J. (2005). Expansionary fiscal shocks and the US trade deficit. *International Finance, 8*(3), pp. 363-397.

Erceg, C. J., Henderson, D. W., & Levin, A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of monetary Economics, 46*(2), pp. 281-313.

Fernández-Villaverde, J. (2010). The econometrics of DSGE models. *SERIEs, 1*(1-2), pp. 3-49.

Medina, J. P., & Soto, C. (2005). Oil shocks and monetary policy in an estimated DSGE model for a small open economy. *Documento de Trabajo, 353*.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

Medina, J. P., & Soto, C. (2007). The Chilean business cycles through the lens of a stochastic general equilibrium model. *Central Bank of Chile Working Papers, 457* .

Pfeifer, J. (2014a). A guide to specifying observation equations for the estimation of dsge models. *Research series*, pp. 1-150.

Pfeifer, J. (2014b). An Introduction to Graphs in Dynare. *University of Mannheim.*

Ratto, M., & Iskrev, N. (2011). Identification analysis of DSGE models with DYNARE. *MONFISPOL, 225149, 26.*

Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European economic association, 15*, pp. 1123-1175.

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American economic review, 97*(3), pp. 586-606.

Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of political economy, 88*(1), pp. 1-23.

Taylor, J. B. (1993, December). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester conference series on public policy, 39*, pp. 195-214. North-Holland.

الملاحق

الملحق A. طريقة حساب البيانات المشاهدة ومصادرها

تم استخدام الانحرافات عن الميل التربيعي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، الاستثمار الحقيقي، الاستهلاك الحقيقي كبيانات مشاهدة. يمكن التعبير عن ذلك من خلال:

من أجل $X = \left\{Y^{data(real)}, I^{data(real)}, C^{data(real)}\right\}$. بيانات كل من الناتج المحلي الإجمالي، Y^{data}، إجمالي الاستثمار، I_T^{data}، والاستهلاك الكلي، C^{data}، هي متاحة بالقيمة الاسمية، لذلك، تم تحويلها إلى القيمة الحقيقية من خلال قسمتها على GDP Deflator، P^{data}. هذا الأخير تم من

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

خلاله حساب معدل التضخم وأخذ النسبة المئوية للانحرافات عن المتوسط كبيانات مشاهدة.[15] ويمكن التعبير عن ذلك من خلال:

$Пol$

حيث تمثل $mean^{\Pi^{data}}$ متوسط بيانات التضخم خلال كامل الفترة.

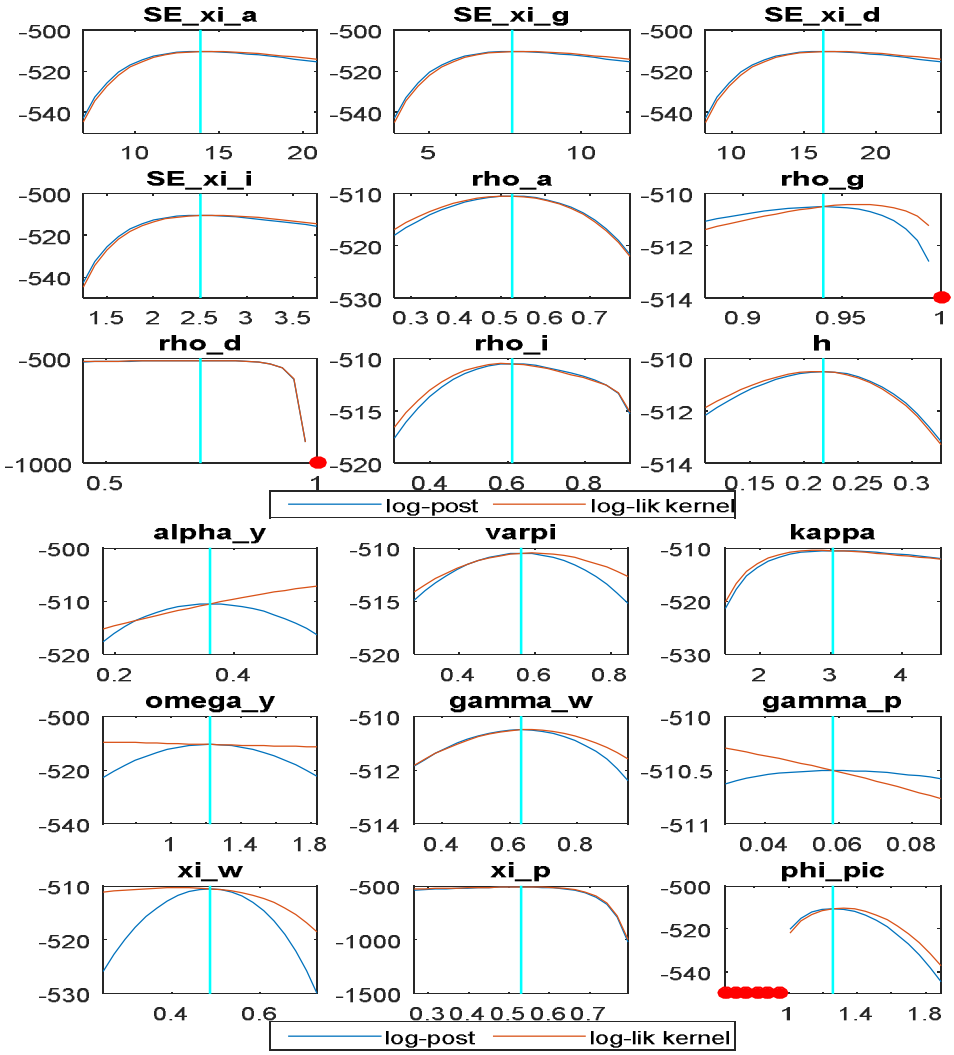
البيانات الإسمية السنوية لكل من الناتج المحلي الإجمالي، الاستثمار، والاستهلاك هي خلال الفترة 1980-2016. الاستثمار يعبر عنه بواسطة التراكم الخام للأموال الثابتة، في حين أن بيانات الاستهلاك فهي بيانات نفقات الاستهلاك النهائي للأسر. تم الحصول على هذه البيانات من الديوان الوطني للإحصائيات ONS (www.ons.dz). بيانات الـ GDP Deflator هي من الفترة 1979 إلى 2016 تم الحصول عليها من بيانات البنك الدولي (www.worldbank.org). مصدر البيانات الانفاق الحكومي التي من خلالها تم حساب نسبته إلى الناتج هو الديوان الوطني للإحصائيات ONS (www.ons.dz).

الملحق B. نتائج اختبارات النموذج

الشكل B.1. منحنيات التحقق من المنوال (Mode check plots)

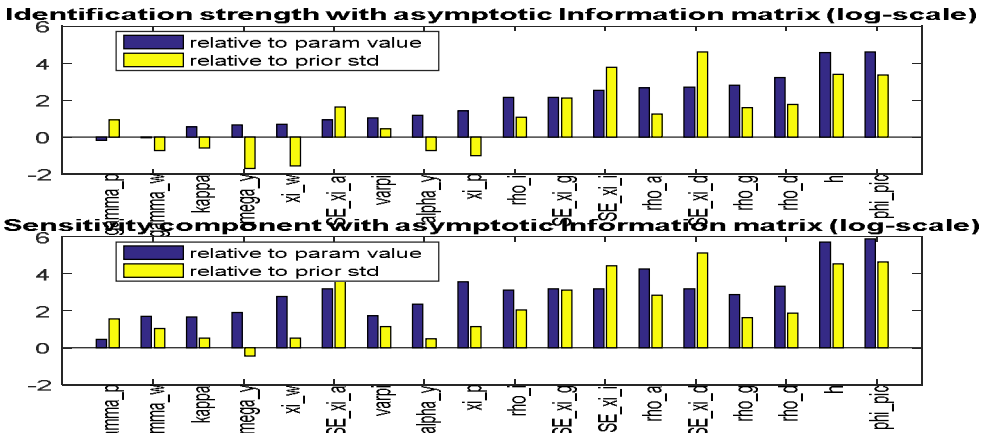
[15] بدل مؤشر سعر المستهلك لأن النموذج يضم قطاعي الاستهلاك GDP Deflator تم حساب معدل التضخم بواسطة GDP والاستثمار، واستخدام مؤشر سعر المستهلك سيعبر فقط عن التضخم في قطاع السلع الاستهلاكية. لذلك، يتم استخدام Deflator كما في، على سبيل المثال، Smets and Wouters (2003, 2007) .

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655



المصدر: مخرجات برنامج DYNARE 4.5.4 من خلال برنامج MATLAB R2016a.

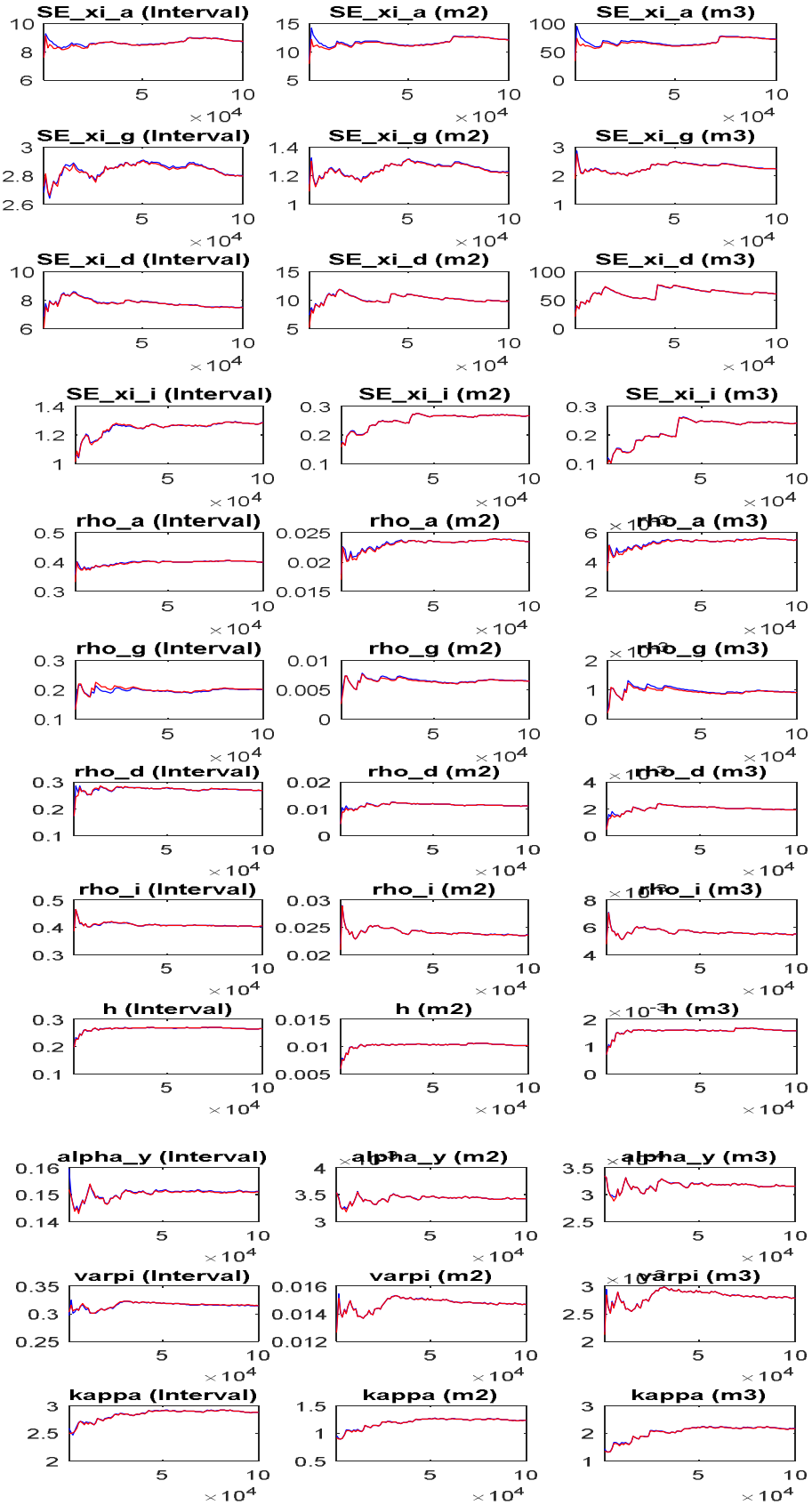
الشكل B.2. اختبار تحديد الهوية (Identification)



المصدر: مخرجات برنامج DYNARE 4.5.4 من خلال برنامج MATLAB R2016a.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

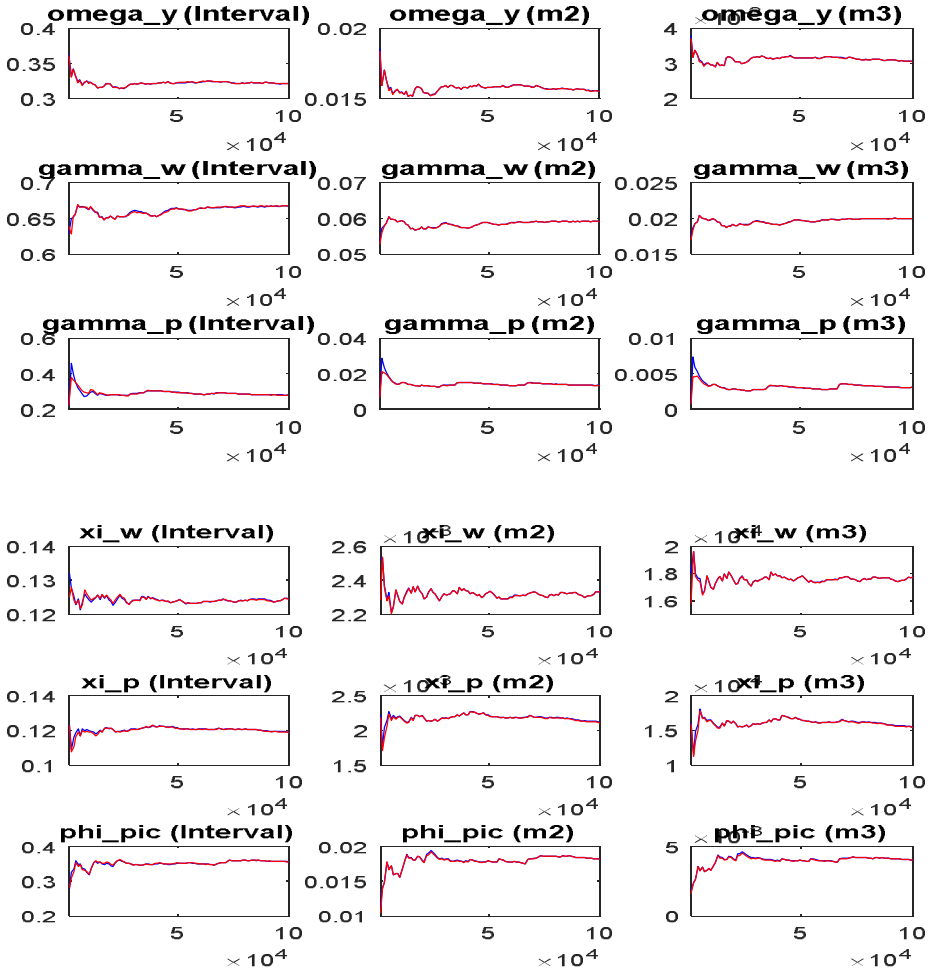
الشكل B.3.1. اختبار تشخيص التقارب أحادي المتغير (Univariate convergence diagnostics)



المصدر: مخرجات برنامج DYNARE 4.5.4 من خلال برنامج MATLAB R2016a.

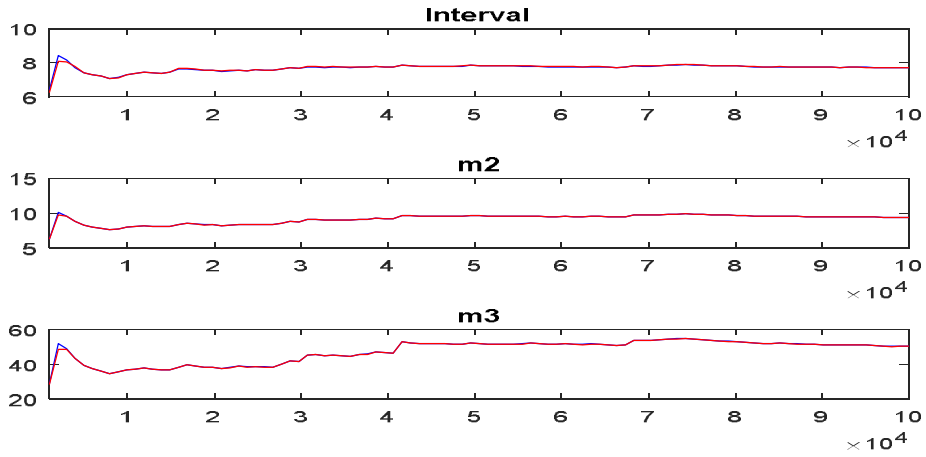
المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

الشكل B.3.1. (تابع)



المصدر: مخرجات برنامج DYNARE 4.5.4 من خلال برنامج MATLAB R2016a.

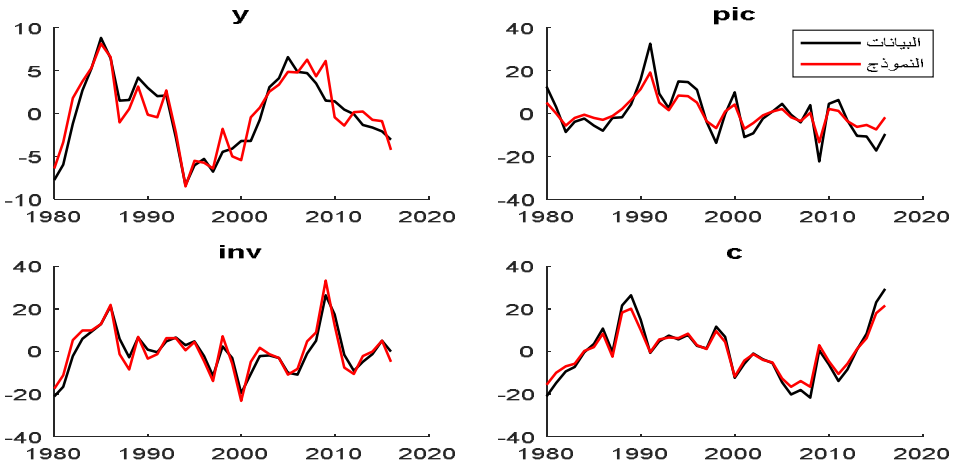
الشكل A.3.2. اختبار تشخيص التقارب متعدد المتغيرات (Multivariate convergence diagnostic)



المصدر: مخرجات برنامج DYNARE 4.5.4 من خلال برنامج MATLAB R2016a.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

الشكل B.4 مقارنة بين البيانات المشاهدة وقيم one step ahead

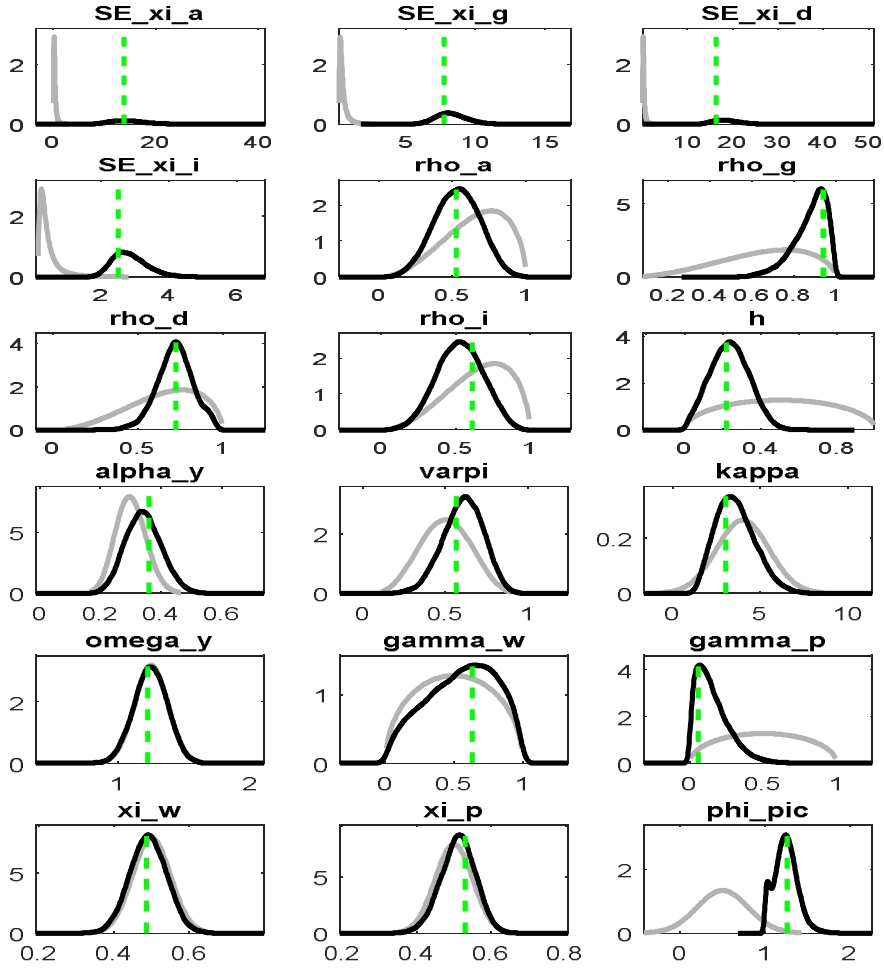


ملاحظة: قيم one step ahead هي قيم المتوسط.

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج DYNARE 4.5.4.

الملحق C. نتائج أخرى

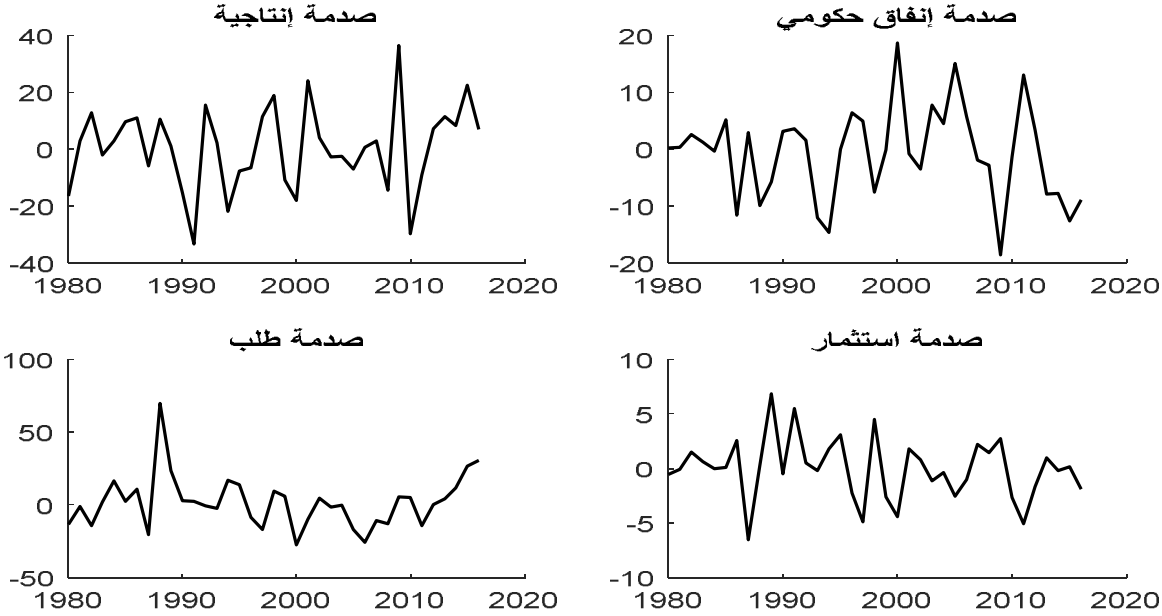
الشكل A.4. التوزيعات المسبقة والبعدية (Prior and posterior distributions)



المصدر: مخرجات برنامج DYNARE 4.5.4 من خلال برنامج MATLAB R2016a.

المجلد. 2، العدد. 1 (جوان 2018)؛ ISSN: 2602-5655

الشكل C.2 الصدمات الهيكلية خلال الفترة 1980-2018



المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج DYNARE