

## قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية باستخدام

### نموذج التقلب العشوائي البيزي

خضر العكاري\*

#### ملخص

ازدادت الأبحاث عن حالة عدم التأكد في السياسة الاقتصادية كعامل مؤثر في القرارات الاقتصادية خلال السنوات الأخيرة، حيث أدرجت معظم الدول مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية إلى دورياتها الإحصائية كمؤشر هام يدل على صحة الاقتصاد. لذا قدم هذا البحث إطاراً لقياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية وفق منهج التقلب العشوائي، على اعتبار أنّ عدم التأكد عامل كامن يقود التقلبات المشتركة والخاصة لمجموعة من المتغيرات الاقتصادية والمالية باستخدام نموذج (Bayesian Stochastic Volatility). بينت النتائج ارتفاعاً في حالة عدم التأكد في السياسة الاقتصادية خلال الفترات المقابلة للأحداث الاقتصادية والسياسية في سورية، مما يعكس عدم وضوح السياسة الاقتصادية من قبل المصرف المركزي وصانعي السياسات، وبالتالي صعوبة معرفة وتوقع اتجاه تطور الاقتصاد خلال المرحلة المقبلة.

## Measuring Economic Policy Uncertainty in Syria Using Bayesian Stochastic Volatility Model

Khder Alakkari

### Abstract

Research on the state of economic policy uncertainty as an influencing factor in economic decisions has increased in recent years. Most countries have included economic policy uncertainty index in their statistical periodicals as an important indicator of the health of the economy. Therefore, this research provided a framework for measuring economic policy uncertainty in Syria according to stochastic volatility approach, considering the uncertainty as a latent variable that leads common and idiosyncratic volatility for a set of economic and financial variables using Bayesian Stochastic Volatility model. The results showed an increase in economic policy uncertainty during the periods corresponding to economic and political events in Syria. This reflects the lack of clarity in economic policy by the central bank and policy makers, and thus the difficulty of knowing and predicting the trend of the economy's development during the next stage.

\* دكتور محاضر في الإحصاء - كلية الاقتصاد - جامعة طرطوس - الجمهورية العربية السورية،  
البريد الإلكتروني: khderalakkari1990@gmail.com

## 1. مقدمة

تُعدُّ الأحداث المستقبلية، غير مؤكدة فهي تحتوي على جزء من الشك. يُطلق على حالة الشك حول الوضع المستقبلي بعدم التأكد (Uncertainty)، حيث أنّ مصطلح عدم التأكد فيزيائي الأصل ويُعتبر من أهم مبادئ نظرية الكم بعد أن صاغه العالم الألماني Heisenberg عام 1927. اهتم علماء الاقتصاد بهذا المصطلح وبدأوا باستخدامه بعد أزمة (الركود الكبير) التي عصفت بالولايات المتحدة والاتحاد الأوروبي والاقتصاد العالمي عامي 2008 و2009، وأدرجت معظم الدول مؤشر عدم التأكد الاقتصادي إلى دورياتها الرئيسية بهدف تقديم وصف آني ومستقبلي لصحة الاقتصاد، حيث أنه من المفترض وحسب العالم الاقتصادي الأميركي (Friedman) أن تعقب الأزمة فترات تعافٍ سريعة، لكن جاء هذا التعاف في الاقتصادات بطيئاً وضعيفاً ليؤدي الأمر إلى صياغة نظرية جديدة تُفسر هذه الحالة وهي نظرية عدم التأكد في السياسة الاقتصادية. هناك عدة عوامل تدعم الخط المتصاعد من الأدبيات التي تضمنت تحليل وقياس هذه الحالة: أهمها أنّ عدم التأكد عامل رئيسي للركود، ويؤثر على مختلف الأنشطة الاقتصادية، حيث يتباطأ تعافي الاقتصاد عندما يصبح المستثمرون والمستهلكون ورجال الأعمال غير واثقين من المستقبل. وعلى الرُغم من صعوبة قياس أجواء عدم التأكد لأنه ليس بالمتغير الذي يُمكن رصده (متغير كامن إحصائياً)، فقد تمكنت الدراسات البحثية التي أجريت مؤخراً من وضع عدد من المقاييس مستخدمة بذلك عدداً من المناهج الإحصائية. تشمل مناهج قياس حالة عدم التأكد في السياسة الاقتصادية بشكل أساسي: (المنهج القائم على التمويل)، حيث يتم استخدام طرق إحصائية لمعالجة المعلومات المالية الناتجة عن تقلبات سوق الأوراق المالية (Bloom, 2009). (المنهج القائم على التوقعات)، حيث يتم تقدير عدم التأكد من خلال المنهج القائم على مفهوم القدرة بالتنبؤ بالاقتصاد وقياس الاختلاف بين التوقعات (Juardo et al, 2015). (المنهج القائم على الأخبار (الأكثر اتباعاً)) وباستخدامه يمكن تمثيل درجة عدم التأكد في فترة معينة بتردد مجموعة من الكلمات المتعلقة بعدم التأكد في المقالات الصحفية ( Baker, Bloom and Davis, 2013). يهدف هذا البحث إلى إعطاء صورة واضحة عن حالة عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية، وذلك من خلال قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية مستمداً من معلومات الاقتصاد الكلي والمالي ضمن إطار نموذج التقلب العشوائي البيزي، تحت افتراض أنّ عدم التأكد مؤشر كامن يقود التقلبات المشتركة والفردية للمتغيرات الاقتصادية. وذلك مع وجود مؤشر يبيّن حالة عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في

سورية حيث أدرجت عدد كبير من الدول مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية إلى دورياتها الإحصائية كمؤشر هام يدل على صحة الاقتصاد.

### 1.1 الدراسات السابقة

قدّم Bloom (2009) في دراسته دليل تجريبي على ارتباط تقلب سوق الأوراق المالية مع عدم التأكد في الولايات المتحدة الأمريكية. وذلك من خلال دراسة الارتباط بين تقلب مؤشر سوق الأوراق المالية والتشتت العرضي المقطعي لنمو الأرباح على مستوى الشركات (الانحرافات المعيارية)، حيث بينت النتائج وجود ارتباط مرتفع بين التقلبات المرتفعة والتشتت العرضي. ولتقييم تأثير صدمات عدم التأكد على النتائج الاقتصادية الحقيقية، تمّ تقدير نموذج VAR الهيكلي لمجموعة من البيانات الشهرية خلال الفترة 1962-2008 والتي تشمل معدلات (متوسط الدخل، أسعار المستهلك، أسعار الفائدة، الإنتاج الصناعي، التوظيف)، تمّ تضمين مؤشر سوق الأوراق المالية VIX باعتباره المتغير الأول في نموذج VAR وبالتالي النظر إلى تأثير صدمات التقلب. أظهرت التقديرات أنّ عدم التأكد يرتفع بعد الصدمات الكبيرة (الاقتصادية والسياسية) (صدمة أوبك - أسعار النفط)، هجمات 11 أيلول. وتؤدي صدمات عدم التأكد إلى انخفاض سريع في الناتج المحلي الإجمالي والعمالة، هذا يحدث لأن ارتفاع درجة عدم التأكد تجعل الشركات وخاصة المؤقتة توقف استثماراتها وتوظيفها للعمالة.

قام Pastor and Veronesi (2010) بقياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية من خلال دراسة آثار التغييرات في سياسة الحكومة على أسعار الأسهم بالاعتماد على نموذج الأصول الرأسمالية، بحيث يتم التمييز بين نوعين من عدم التأكد: النوع الأول عدم التأكد بشأن السياسة، تتعلق بالتأثير غير المؤكد لسياسة حكومية معينة على ربحية القطاع الخاص، النوع الثاني يسمى عدم التأكد السياسي، أي هناك عدم تأكد بشأن ما ستفعله الحكومة وما هو تأثير فعله. توصل البحث إلى أنّ كلا نوعي عدم التأكد يؤثر على أسعار الأسهم بطرق مهمة، حيث تنخفض أسعار الأسهم عند الإعلان عن التغييرات في السياسة، وهذا الانخفاض يكون كبيراً إذا كان عدم التأكد بشأن سياسة الحكومة كبيراً.

اقترح Basu and Bundick (2012) تحليل كمي لتأثير صدمات عدم التأكد، بمعادلة ديناميكية عشوائية لنموذج التوازن العام (DSGE) مع نموذج تراكم رأس المال، بحيث يتم التعبير عن صدمات عدم التأكد، من خلال مؤشر تقلبات أسعار بورصة شيكاغو (VXO). أظهرت النتائج بأنّ صدمات عدم التأكد تؤدي إلى تقلصات في الإنتاج وجميع

مكوناته، حيث أنّ الانخفاض في الإنتاج والاستهلاك والاستثمار في النموذج متناسق، كما تمّ التوصل من خلال النموذج أنّ الارتفاع الحاد في عدم التأكد خلال الأزمة المالية في أواخر 2008 هي نفسها الفترة عندما يحدد الاحتياطي الفيدرالي سعر فائدة قريب من الصفر، وهو ما قد يكون عاملاً هاماً في توضيح الانخفاض الكبير في الإنتاج منذ ذلك الوقت.

طوّر Baker, et al (2016) مؤشر جديد لعدم التأكد في السياسة الاقتصادية في الولايات المتحدة الأميركية، وذلك من خلال إدراج مؤشر يعتمد على تكرار إشارات الصحف إلى مصطلح عدم التأكد من السياسة، بالإضافة لـ 5000 مراجعة للقراءات البشرية لمقالات الصحف التي تحتوي على مصطلح عدم التأكد، وتقدير نموذج VAR لمجموعة من البيانات الشهرية وذلك لدراسة آثار عدم التأكد الاقتصادي على الاستثمار والتوظيف. توصل البحث إلى أنّ الارتفاع في مؤشر عدم التأكد يُنذر بحدوث انخفاضات في الاستثمار والإنتاج والعمالة، كما توصل البحث إلى أنّ مؤشر عدم التأكد يرتفع خلال فترات الكساد.

استخدم كل من (Ozturk and Sheng) عام 2017 بيانات الاستقصاء الفردي من التنبؤات المتفق عليها خلال الفترة 1989-2014، حيث تم تطوير مقاييس شهرية لمتغير عدم التأكد في الاقتصاد الكلي تغطي 45 بلداً، وتطوير مقياس لعدم التأكد العالمي الذي يمثل المتوسط المرجح لأوجه عدم التأكد الخاصة بكل بلد، وتم تضمين متغير عدم التأكد إلى التنبؤ من خلال نموذج تسعير الأصول الرأسمالية. وباستخدام نموذج VAR وجد البحث أنّ الصدمات الناجمة عن عدم التأكد الخاص بالبلدان ترتبط بانخفاض كبير ومطول في النشاط الاقتصادي، وتطبق هذه النتيجة على الاقتصاد العالمي: فصدّات عدم التأكد العالمية لها آثار طويلة الأجل على الإنتاج الصناعي والبطالة، وشدّد البحث من خلال النتائج بأنه من الضروري إجراء بحوث مستقبلية لقياس الآثار الاقتصادية لعدم التأكد وتحليل انتقال صدمات عدم التأكد عبر البلدان.

هدفت هذه الدراسة إلى قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية، انطلاقاً من النظرية الاقتصادية لعدم التأكد سيتم استخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي الذي يأخذ خصائص التقلبات الفردية والمشاركة للمتغيرات الداخلة في قياس المؤشر وهو ما يعطي هذه الدراسة ميّزة عن الدراسات السابقة.

## 2. منهجية البحث والأدوات

### 1.2 منهجية البحث

يعتمد البحث على منهج التحليل الإحصائي لقياس مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية، ضمن إطار الاستدلال البيزي (Bayesian Inference) يعتمد على بناء نموذج (( Stochastic Volatility لمجموعة من المتغيرات الاقتصادية والمالية، التي تقودها تقلبات عشوائية من قبل عامل غير قابل للرصد ( General Factor Stochastic Volatility) يُسمى عدم التأكد في السياسة الاقتصادية، بحيث يتم تعميم متغير يخضع لتوزيع احتمالي معين من أحادي البعد إلى أعلى الأبعاد في فضاء احتمالي باستخدام سلسلة ماركوف مونت كارلو (Markov Chain Monte Carlo) بالاعتماد على لغة البرمجة الإحصائية .R.

### 2.2 الاستدلال البيزي

وضعت نظرية بيز (Bayes Theorem) والتي تُعدُّ أساس الاستدلال الإحصائي البيزي (Bayesian Inference) من قبل الكاهن البريطاني توماس بيز (1973)، الذي قدّم أول معادلة تسمح بإدراج معتقداتنا الشخصية، أو معلوماتنا المكتسبة من التجربة لحساب احتمال وقوع حدث ما، وهو ما يختلف عن الاستدلال التكراري (Frequency Inference) الذي يفترض أنّ احتمال وقوع حدث يُمثل مقياس تكرار وقوعه عدد من المرات. رياضياً يُمكن تعريف نظرية بيز وفق القانون:

$$P(A/B) = \frac{P(A) \times P(B/A)}{P(B)} \quad (1)$$

بفرض A و B حدثين ضمن فضاء العينة، نُعبر عن  $P(A/B)$  احتمال تحقق الحدث A بشرط تحقق الحدث B. وبالتالي وفقاً لذلك يمكننا تعريف المنهج البيزي على أنه إجراء رياضي يطبق الاحتمالات على المشاكل الإحصائية ويوفر للباحثين الأدوات اللازمة لتحديث معتقداتهم وفق البيانات الجديدة، جزء مهم من المنهج البيزي هو إنشاء المعلمات والنماذج، حيث أن النماذج هي الصيغ الرياضية للأحداث المرصودة، والمعلمات هي العوامل في النماذج التي تؤثر على البيانات المرصودة. لتحديد نموذجنا بشكل صحيح نحتاج إلى نموذجين رياضيين قبل البدء، أحدهما لتمثيل دالة الاحتمال (Likelihood function)

والآخر لتمثيل توزيع المعتقدات السابقة (prior distribution)، ينتج عن الأمرين التوزيع اللاحق (posterior distribution). ومنه يُمكننا كتابة المعادلة السابقة وفق:

$$Posterior = \frac{Prior \times Likelihood}{Data} \quad (2)$$

يشير Prior (التوزيع السابق): إلى أي أفكار أو معلومات مسبقة نمتلكها حول الظاهرة المدروسة.

يشير Likelihood (دالة تعظيم الاحتمال): إلى احتمال مراقبة الظاهرة المدروسة (المشاهدات أو البيانات Data) مع العلم أن معلوماتنا السابقة Prior صحيحة.

يشير Posterior (التوزيع اللاحق): إلى تحديث الاحتمال الأولي Prior مشروط بما لاحظناه Data.

يتم تحديد التوزيع السابق Prior في ضوء المعلومات التي يمتلكها الشخص حول كمية ما غير معروفة، قد تكون الكمية الغير معروفة معلمة للنموذج أو متغير كامن بدلاً من متغير يمكن ملاحظته (latent Variable)، يمكن إنشاء التوزيع السابق وفق عدد من الطرق بما يتوافق مع معلوماتنا حول الظاهرة المدروسة (التوزيع الطبيعي - توزيع ذي الحدين - توزيع غاما - توزيع بواسون) وذلك بما يدعم البيانات وبالتالي التقدير حول الظاهرة المدروسة وهو أهم ما يميز النماذج الإحصائية التي تعتمد الاستدلال البيزي بدلاً من التكراري، كما يمكن اختيار توزيع سابق (غير معلوماتي) في حال عدم وجود أي معلومات عن الظاهرة المدروسة.

#### - تقدير التوزيع اللاحق Posterior

تعد البرمجة الحاسوبية عنصراً رئيسياً في أي تحليل إحصائي، ومنذ أواخر عام 1980، كان تطبيق الأساليب البيزية مقصوراً على المشكلات الصغيرة بحيث يكون عدد المعلمات صغيراً بما يكفي للسماح بالتكامل العددي، ومع ظهور أساليب Markov Chain Monte Carlo (MCMC)، التي تم تطويرها مع نهاية 1970، ازداد استخدام الأساليب البيزية بشكل كبير لأنه أصبح من الممكن تقدير نماذج تعكس الواقع مع استخدام مجموعات كبيرة ومعقدة من البيانات ومع ما يرافقها من مشاكل (Simpson et al., 2017).

## خضار العكاري

تعتمد طرق MCMC على سلاسل ماركوف ومحاكاة مونت كارلو، سلاسل ماركوف: عملية عشوائية تملك خاصية Markov حيث أنّ معرفة السلوك المستقبلي في كل لحظة  $t$  يتم من خلالها فقط مهما قمنا بجمع معلومات في الماضي:

$$P(X_{n+1} = K/X_n = K_n, X_{n-1} = K_{n-1}, \dots, X_1 = K_1) = P(X_{n+1} = K/X_n = K_n) \quad (3)$$

حيث أنّ احتمال  $K=X_{n+1}$ ، وبالتالي من السمات المهمة لسلاسل ماركوف أنها بلا ذاكرة، كل ما قد تحتاجه للتنبؤ بالحدث التالي متاح في الحالة الحالية، ولا توجد معلومات جديدة تأتي من معرفة تاريخ الأحداث.

تشير محاكاة مونت كارلو إلى تقنية لاستخدام عينات عشوائية بشكل متكرر للحصول على إجابة رقمية، ويمكن اعتبار مونت كارلو إجراء العديد من التجارب في كل مرة يتم فيها تغيير المتغيرات في النموذج ومراقبة الاستجابة، وذلك باختيار قيم عشوائية ضمن نطاق القيم الممكنة للمعلمت، ومن أجل حساب قيم معلمة يرمز لها  $\beta$  (Martin et al., 2011):

$$\beta = \sum_{x \in \Omega} p(x)\beta(x) \quad (4)$$

حيث  $\beta(x)$  تمثل قيمة المعلمة  $\beta$  في الحالة  $x$ ،  $p(x)$  مقياس إحصائي معياري،  $\Omega$  الفضاء الذي تتم فيه عملية الجمع أو التكامل. في معظم الحالات لا يمكن حساب التوزيع اللاحق بشكل مباشر كما رأينا سابقاً، لذلك يتم أخذ عينة عشوائية من الفضاء الاحتمالي باستخدام MCMC وتقريب حساب متوسط وتباين العينة (Shaver, 2017).

فمثلاً في حال أردنا تقدير توزيع للاحق لمعلمة العينة، فإنّ سحبيات (draws) MCMC تساعد على تقريب التوزيع المناسب كما رأينا سابقاً، فمع نموذج يتكون من متغير واحد (معلمة تقدير واحدة)، يُمكن تقريب التوزيع اللاحق من خلال الرسم البياني للتوزيع اللاحق.

ومع نموذج يتكون من عدة متغيرات يتم حساب التوزيع الهامشي (Marginal) اللاحق الشرطي للعينة، حيث أنّ عملية السحب باستخدام عينات MCMC يُنتج تلقائياً عينات من التوزيع الهامشي تُمثل عدم التأكد في المعلمت الأخرى، بالإضافة إلى التوزيع الهامشي، يمكن استخدام عينات MCMC لتقدير التوزيع اللاحق للمعلمت المحددة (Sampling)

كمحاولات للمعلومات الأصلية بحيث يكون توزيعها المتوازن مطابق للتوزيع الاحتمالي المجهول المراد محاكاته.

عندما نستخدم طريقة MCMC لتقريب التكامل متعدد الأبعاد يكون لدينا مسير عشوائي متعدد، كل نقطة داخل المسير تعتبر نقطة تُقرب من قيمة التكامل، من الممكن أن يأخذ المسير عدة خطوات في المنطقة باحثاً عن نقاط ذات قيمة عالية لقيمة التكامل. من أساليب السير العشوائي المستخدمة:

### 1. طريقة جيبس (Gibbs sampling)

يشيع استخدام أخذ عينات Gibbs كوسيلة للاستدلال البيزي، وهي خوارزمية عشوائية تُستخدم للحصول على سلسلة من الملاحظات لتقريب التوزيع اللاحق متعدد المتغيرات، عندما يكون من الصعب أخذ العينات بشكل مباشر، يُمكن استخدام هذا التسلسل لتقريب التوزيع المشترك (إنشاء رسم بياني)، أو تقريب التوزيع الهامشي لبعض المجموعات الفرعية للمتغيرات (المتغيرات الكامنة)، حيث أنه عادةً ما تتوافق بعض المتغيرات مع الملاحظات التي تكون قيمها معروفة، وبالتالي لا تحتاج إلى أخذ عينات منها. إن أخذ عينات Gibbs يولد سلسلة من عينات Markov، قد لا تمثل العينات من بداية السلسلة بدقة التوزيع المطلوب لذلك يتم اهمالها ويُطلق عليها بفترة الاحتراق (burn-in)، وبالتالي فإن استخدام سلسلة أطول (عدد تكرارات أكبر ((iterations) تؤدي إلى تقديرات أفضل للتوزيع اللاحق، ولذلك يجب تطبيق التخفيف (thinning) فقط عند تقييد ذاكرة الكمبيوتر (Link and Eaton, 2012).

### 2. طريقة (Metropolis-Hastings)

تتطلب كل خطوة في طريقة Gibbs أخذ عينة من التوزيع الشرطي الكامل لمجموعة المعلومات مشروطة بجميع المعلومات الأخرى، حيث تكون التوزيعات المشروطة مترافقة (conditionally conjugate)). لذلك تستخدم طريقة Metropolis-Hastings للحصول على سلسلة من العينات العشوائية من توزيع الاحتمال الذي يصعب تحديده، حيث تعمل عن طريق إنشاء تسلسل من قيم العينة وتجعل توزيع القيم أقرب إلى التوزيع المطلوب، ويُستخدم هذا التسلسل خاصةً عندما يكون عدد الأبعاد مرتفعاً (yildirim, 2012).



### 3.2 خصائص نموذج التقلب العشوائي البيزي

تتواجد تطبيقات التقلب العشوائي بشكل واسع في مجالات الاقتصاد الكلي والمالي، وخصوصاً في المجالات التي يتم فيها تقدير عدم التأكد (Aguilar and West, 2000) (Zhou, Nakajima, and West, 2014). يُعدُّ التقدير الإحصائي لهذه النماذج صعباً يفسر عدم اتساع مجالها التطبيقي (مثل نماذج GARCH)، بالإضافة إلى قلة البرامج الإحصائية التي تتعامل مع تقدير هذه النماذج تم حل المشكلتين من خلال اقتراح مخطط تقدير باستخدام خوارزمية سلسلة ماركوف مونت كارلو (Markov Chain Monte Carlo MCMC) ضمن إطار الاستدلال البيزي (Bayesian Inference) من قبل (Kastner and Schnatter, 2017)، وتصميم حزمة Factor Stochvol (R Core Team) من قبل (Kastner, 2019).

تتمثل الصعوبة الرئيسية المرافقة للتقدير المشترك ضمن النموذج، في العدد المرتفع نسبياً من المجاهيل مقارنةً بعدد المشاهدات، فبفرض  $m$  تدل على البُعد، فإن مصفوفة التباين المشترك المقابلة لديها  $m(m+1)/2$  درجة حرية، وهو مصطلح تربيعي في  $m$ . مما يؤدي إلى مشكلة الأبعاد العالية (Curse Of Dimensionality) إحدى الطرق المستخدمة لمعالجة هذه المشكلة هي استخدام العوامل الكامنة (Kastner, 2019).

تُجسد العوامل الكامنة فكرة أنه حتى الأنظمة ذات الأبعاد العالية تُدار بواسطة مصادر قليلة من العشوائية. تتحكم هذه المصادر القليلة للعشوائية في عدد قليل من العوامل، والتي بدورها تفسر التفاعل بين الملاحظات، كما توفر هذه النماذج أداة فعالة لتقدير مصفوفة التباين الديناميكي، كما تسمح بتقليص عدد المجاهيل.

يأخذ نموذج العامل الكامن المؤلف من  $r$  عامل التقسيم التالي:

$$\Sigma_t = \tilde{\Sigma}_t + \bar{\Sigma}_t \quad (5)$$

حيث تُعطى رتبة المصفوفة بـ:  $r < m$ ،  $\tilde{\Sigma}_t$  هي مصفوفة قطرية تحتوي على تباينات الأخطاء الخاصة، تؤدي الرتبة على المصفوفة المتماثلة  $\tilde{\Sigma}_t$  إلى تكوين العوامل  $\tilde{\Sigma}_t = \Psi\Psi^T$  حيث  $\Psi \in R^{m \times r}$  لديها عناصر حرية:  $mr - r(r-1)/2$

(Higham, 1999) ، بالتالي،  $m(r+1) - r(r-1)/2$  العناصر الحرة المتبقية في  $\Sigma_t$  فقط الخطية في  $m$ . وفقاً لذلك مع عدد متغيرات  $m$  وملاحظات  $m$   $y_t = (y_{t1}, \dots, y_{tm})^T$  يمكن نمذجة البيانات وفق الشكل التالي:

$$\begin{aligned} (y_t | \Lambda, f_t \bar{\Sigma}_t &\sim N_m(\Lambda f_t, \bar{\Sigma}_t)) \\ (f_t | \bar{\Sigma}_t &\sim N_t(0, \bar{\Sigma}_t)) \end{aligned} \quad (6)$$

حيث  $f_t = (f_{t1}, \dots, f_{tr})^T$  شعاع العوامل الكامنة، و  $\Lambda \in R^{m \times n}$  مصفوفة طولية (tall matrix)، مصفوفات التباين المشترك  $\bar{\Sigma}_t$  و  $\Sigma_t$  كلاهما مصفوفات قطرية تمثل عمليات التقلب العشوائي المستقلة (Han, 2006):

$$\begin{aligned} \bar{\Sigma}_t &= \text{diag}(\exp(\overline{h_{t1}}), \dots, \exp(\overline{h_{tm}})), \\ \bar{\Sigma}_t &= \text{diag}(\exp(\widetilde{h_{t1}}), \dots, \exp(\widetilde{h_{tr}})), \\ \overline{h_{t,i}} &\sim N(\overline{\mu}_i + \overline{\varphi}_i(\overline{h_{t-1,i}} - \overline{\mu}_i), \overline{\sigma}_i^2), \quad i = 1, \dots, m \\ \widetilde{h_{t,j}} &\sim N(\widetilde{\mu}_j + \widetilde{\varphi}_j(\widetilde{h_{t-1,j}} - \widetilde{\mu}_j), \widetilde{\sigma}_j^2), \quad j = 1, \dots, r. \end{aligned} \quad (7)$$

حيث  $h$  عملية (log-variance)  $(\mu, \varphi, \sigma)$ ، معاملات نموذج BSV،  $\varphi$ : الثبات (persistence) يُمثل مدى تأثير الصدمات في السلسلة الزمنية.  $\sigma$  الانحراف المعياري في عمليات (log-variance) والتي تسمى (volvol) والتي تُمثل مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية.

من المعادلتين السابقتين يتم التوصل إلى المعادلة التالية:

$$\Sigma_t = \Lambda \bar{\Sigma}_t \Lambda^T + \bar{\Sigma}_t \quad (8)$$

ومن خلال هذه المعادلة تظهر العديد من المشاكل: الخصائص، الترتيب، عدد وحجم العوامل، بشكل أكثر تحديداً لأي مصفوفة متغيرة معمة  $P = r \times r$ ، يتم إيجاد تحليل آخر فعال حيث أن  $\bar{\Sigma}_t = \Lambda' \Sigma_t' (\Lambda')^T + \bar{\Sigma}_t$  و  $\Lambda' = \Lambda P^{-1}$  و  $\Sigma_t' = P \bar{\Sigma}_t P^T$ ، ويتم حل مشكلة الغموض في حجم العوامل من خلال تحديد مستوى التباين اللوغاريتمي إلى الصفر،

## خض العكاري

حيث  $\tilde{\mu}_j = 0$   $j = 1, \dots, r$ . يمكن تطبيق تعريف الخصائص والترتيب من خلال القيود المفروضة على مصفوفة تحميل العوامل ( $\Lambda$  (Kastner, 2019).

كشروط ضروري للبدء بالتحليل البيزي، تحديد المعلومات حول العناصر الأساسية لعملية التباين الكامن، وكذلك لمصفوفة تحميل العامل  $\Lambda$ ، انطلاقاً من قاعدة بيز الرئيسية، حيث يمكن من خلال حزمة Factorstochvol في برنامج R تصميم ثلاثة أنواع من التوزيعات الأولية، يمكن كتابتها بالشكل  $\Lambda \sim (0, \tau_{ij}^2)$ ، يطبق بشكل مستقيم لكل  $i \in 1, \dots, r$  و  $j \in 1, \dots, r$  أولاً، يمكن تحديد جميع الـ  $\tau_{ij}^2$  بشكل مسبق، وينتج عن ذلك توزيع سابق طبيعي لكل عنصر من عناصر مصفوفة التحميل. النوع الثاني هو التوزيع الهرمي السابق تم تطويره لتطبيق انكماش أكثر قوة وقابلية للتطوير:

$$\left( \Lambda_{ij} \mid \tau_{ij}^2 \sim N(0, \tau_{ij}^2) \right) \quad \left( \tau_{ij}^2 \mid \lambda_i^2 \sim g(a, a \lambda_i^2 / 2) \right) \quad (9)$$

وهو توزيع غاما الطبيعي المطور من قبل (Griffin and Brown, 2010) وينطوي على تباين مشروط  $v(\Lambda_{ij} \mid \lambda_i^2)$  من  $2/\lambda_i^2$  وتفرطح زائد غير مشروط من  $3/a$ . يتم التعامل مع قيمة  $a$  كمعلمة هيكلية يتم تحديدها من قبل المستخدم، حيث يفرض اختيار صغير ( $<1$ ) انكماشاً صغيراً نحو الصفر، بينما يفرض اختيار كبير ( $>1$ ) انكماشاً ضئيلاً. الحالة  $a = 1$  هي حالة خاصة تسمى توزيع lasso Bayesian السابق (Park and Casella, 2008)، المعلمة  $\lambda_i^2$  يتم تقديرها من البيانات مع  $\lambda_i^2 \sim g(c, d)$ .

النوع الثالث هو تعديل طفيف عن النوع الثاني، نظراً لأنّ التباينات في كل صف من صفوف مصفوفة تحميل العامل  $\Lambda$  يمكن رؤيتها على أنها تأثيرات عشوائية من نفس التوزيع الأساسي، وبالتالي التوزيع السابق وفق المعادلة السابقة يؤدي إلى انكماش في الصفوف مع التكيف مع العنصر، وبنفس الطريقة يحدث انكماش العمود مع التكيف مع العنصر (Griffin and Brown, 2010):

$$\left( \Lambda_{ij} \mid \tau_{ij}^2 \sim N(0, \tau_{ij}^2) \right) \quad \left( \tau_{ij}^2 \mid \lambda_j^2 \sim g(a, a \lambda_j^2 / 2) \right) \quad (10)$$

### 3. النتائج والمناقشة

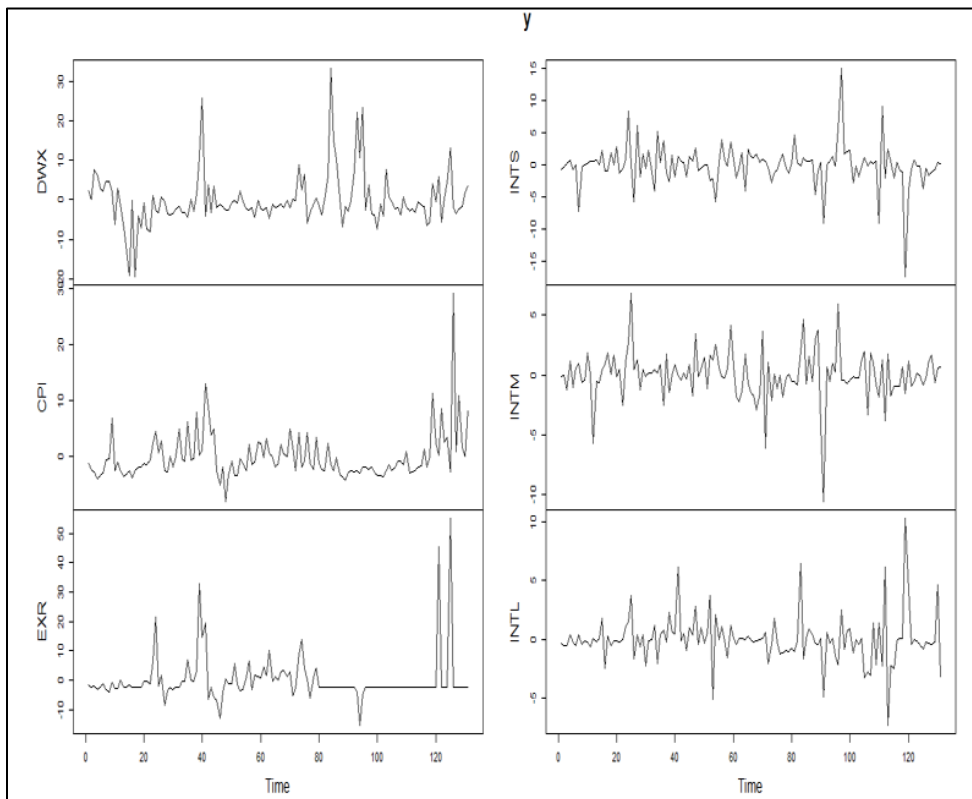
بهدف قياس مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية، سيتم استخدام البيانات بتردد الشهري الممتدة (2010-2020) والتي تتضمن المتغيرات التالية (سعر الإغلاق الشهري لمؤشر سوق دمشق للأوراق المالية (Damascus Stock) (DWSX) (Exchange, 2010 - 2020) - سعر الإغلاق الشهري لسعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار في السوق الموازي (EXR) - سعر الفائدة الشهري على الأجل (الطويل - المتوسط - القصير) (Central Bank of Syria, 2010 - 2020) (INTL - INTM - INTS) - أسعار المستهلك الشهرية<sup>(1)</sup> (Central Bureau of Statistics, 2010 - 2020).

تتضمن الخطوة الأولى في بناء المؤشر إعداد البيانات، حيث سيتم تقدير النموذج باستخدام لغة البرمجة الإحصائية R حزمة (Package factorstochvol). والتي تتطلب أن تكون البيانات على شكل مصفوفة  $Y = (y_1, \dots, y_n)^T$  مع صفوف  $n$  وأعمدة  $m$ . بدلاً من استخدام البيانات الخام التراكمية، يتم استخدام لوغاريتم العوائد (Log Returns) نظراً لخصائصها الإحصائية، تُسمى هذه الخصائص حقائق مجردة (Stylized facts): أولاً: لا تتبع العوائد توزيع طبيعي، ففي معظم الحالات ينحرف التوزيع إلى اليسار وينقرطح مرتفع أي للعوائد قمة عالية (Mandelbrot, 1963) وذيول ثقيلة (Fama, 1965). ثانياً: العوائد مستقرة (Stationary) ولا يوجد تقريباً ارتباط بين العوائد للأيام المختلفة، آخر حقيقة هي وجود اعتماداً إيجابياً بين العوائد المطلقة في الأيام القريبة وبالتالي للعوائد التربيعية. يتم حساب العوائد من المعادلة الآتية (Ugurlu et al., 2014):

$$R_{it} = \ln \frac{X_t}{X_{t-1}} \quad (11)$$

حيث تمثل  $R_{it}$  معدل عائد الأسعار في الزمن  $t$ ، تمثل  $X_t$  سعر إغلاق المتغيرة في الزمن  $t$ ، وتمثل  $X_{t-1}$  سعر إغلاق المتغير في الزمن  $t-1$ . يؤدي ذلك إلى مجموعة بيانات مع حجم  $n=132$  و  $m=6$ . يتم تحضير البيانات واستخدام تقنية تصوير البيانات (Data Visualization)<sup>(2)</sup> لإعطاء قدر أكبر على فهم النتائج حيث نحصل على الشكل البياني التالي<sup>(3)</sup>:

الشكل رقم (1): لوغاريتم العوائد لمتغيرات البحث



المصدر: مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

يبين لنا الشكل (1) ارتفاع تقلبات عوائد المتغيرات بعد عام 2011، ونلاحظ أنّ ارتفاع عوائد أسعار الصرف والمستهلك يقابله انخفاض في عوائد أسعار الفائدة. أهم الافتراضات التي ترافق حالات عدم التأكد هي ارتفاع تقلب أسعار المتغيرات المستخدمة في بحثنا. في بداية التحليل نحتاج إلى تحديد التوزيع الأولي Prior كشرط لبدء عملية التحليل، ونعتمد في ذلك على توزيع غاما الطبيعي الهرمي Normal Gamma Hierarchical (Griffin and Brown, 2010)، حيث يسمح هذا التوزيع بالتحكم بالتوزيعات الأولية بما يلائم الأبعاد العالية للمتغيرات، وبالتالي تحقيق انكماش Shrinkage ناتج عن توزيعات مستمرة مختلفة تماماً. يتوفر في حزمة factorstochvol عدد من الخيارات لتحديد معالم

## قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية باستخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي

hyperparameter، يتم تعيين قيم توزيع غاما بما يلائم خصائص البيانات مع فرض انكماش صغير نحو الصفر (المعلمة  $\alpha$  افتراضياً أقل من 1 و المعلمة  $\lambda_i^2$  يتم تحديدها من البيانات) للعامل الكامن (Hosszejni and Kastner, 2019). ولمعرفة مدى إمكانية تقدير العامل الكامن من خلال المصفوفة  $m \times n$  باستخدام (`fsvsample()`)، يتم ذلك من الدالة (`findrestrict()`) والتي من خلالها يتم أتمتة هذا الإجراء، حيث يعني الإدخال TRUE أن هذا العامل لا يختلف عن الصفر، ويعني الإدخال FALSE بأنه من الممكن تقدير العامل من البيانات. وبإدخال مصفوفتنا نجد النتيجة التالية:

جدول رقم (1): نتائج مدخلات البيانات لمعرفة مدى إمكانية تقدير العامل الكامن

	1	2	3	4	5	6
1	FALSE	FALSE	FALSE	FALSE	FALSE	FALSE

المصدر: مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

نلاحظ بأن العامل الكامن يمكن تقديره من خلال عناصر مصفوفة البيانات المُدخلة (كفاية العينة). الخطوة التالية هي مرحلة أخذ العينات Sampling، من خلال سلسلة ماركوف مونت كارلو MCMC، نقوم هنا باستدعاء دالة (`Fsvsample()`)، والتي تتضمن بالإضافة لعناصر التوزيع السابق، العناصر الأساسية التالية:

y: البيانات، factors: العوامل الكامنة، draws: عدد العينات التي يتم سحبها بعد الإهمال (التخلص من التوزيعات الأولية غير المستقرة burnin).

Thin: كمية الترقق (السحوبات التي يتم الاحتفاظ بها)، Burnin: طول فترة الإهمال، أي عدد سحب MCMC التي سيتم التخلص منها وبالتالي استبعاد الآثار الأولية قبل أخذ العينات الناتجة عن التوزيع المستقر (Stationary Distribution).

KeepTime: وقت التوقف، الخيار all: يعني أن جميع تقلبات السجل الكامنة يتم مراقبتها في جميع النقاط الزمنية، الخيار last: مما يعني أن تقلبات السجل الكامنة يتم تخزينها فقط في  $t=n$ ، أي في النقطة الأخيرة من الزمن. يتم استخدام الخيار last لتجنب الإفراط في استخدام الذاكرة بأبعاد أعلى (Hosszejni and Kastner, 2019).

## خضر العكاري

Heteroskedastic: مؤشر يُستخدم لتحديد ما إذا كانت التقلبات العشوائية متغيرة TRUE أو مستقرة FALSE خلال الفترة الزمنية.

Samplefac: خيار يستخدم لتضمين إما العوامل الملاحظة False أو العوامل الكامنة True.

Runningstore: يشير إلى عدد المرات التي يجب فيها حساب Ergodic moments، حيث يعني 1 أنه يجب القيام بذلك عند كل تكرار والأرقام الأعلى تقلل من وقت التشغيل وكذلك الدقة.

Quiet: مؤشر منطقي يحدد مدى صحة أخذ العينات في (fsvsample Hosszejni and Kastner, 2019).

حيث نقوم بتقدير مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية مع 6 متغيرات، و132 شهراً، و10000 سحب عينات MCMC وفترة اهمال 1000:

جدول رقم (2): مخرجات أخذ العينات من عمليات MCMC

	facload	Fac	Logvar	Para	latesta uxiliary	Y	Runnin gstore	Config	Priors	Identifier
Length	6000	1000	7000	21000	2	786	7	19	11	2

المصدر: مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

تتضمن عملية أخذ العينات النتائج التالية: مصفوفة تحميل العامل  $\Lambda$ ، كميات التوزيع اللاحق posterior للعامل المُقدر  $f$ ، العوامل المختلفة ومعلمات نموذج SV الخاصة idiosyncratic، التوزيع اللاحق للتقلب المشترك للمتغيرات (العامل الكامن) (مؤشر عدم التأكد)، والتقلبات الفردية للمتغيرات the latent factor and idiosyncratic log variance (h).

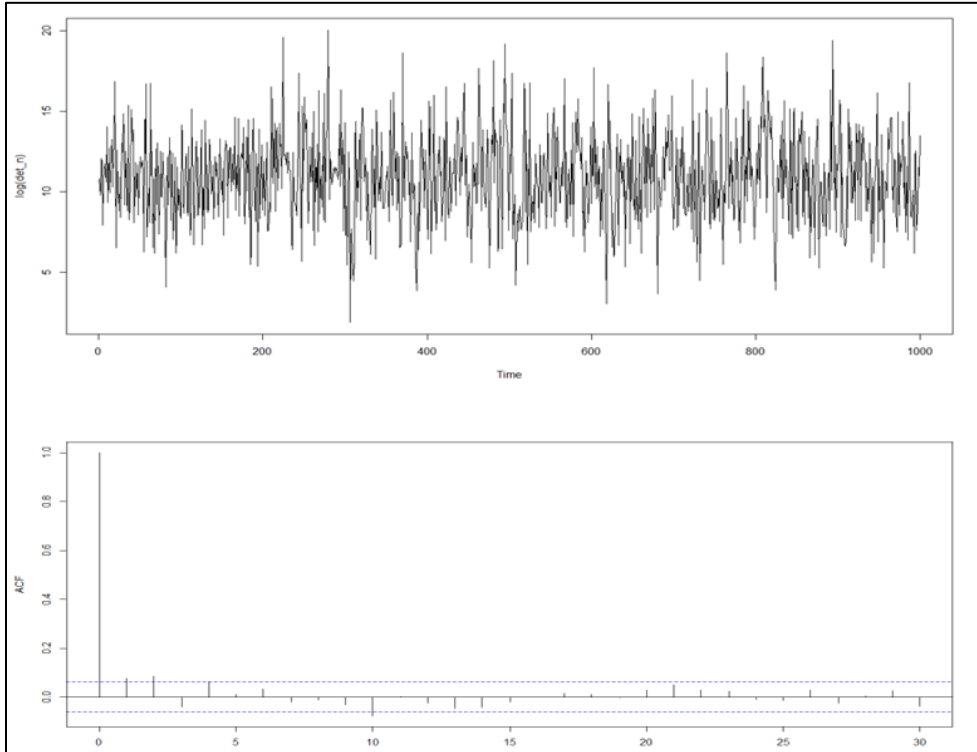
إعدادات تكوين الخوارزمية، مثل عدد السحوبات (أخذ العينات)، ومعلمات التوزيع الأولي prior.

## قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية باستخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي

running store والتي تتضمن المؤشرات الأكثر أهمية (التقلبات الكامنة (الهامشية) (التقلبات الفردية لكل متغير) - تقلب التباين للعامل الكامن (تباين التقلبات الفردية والمشاركة) - العامل الكامن (مؤشر عدم التأكد الذي يمثل التقلبات الفردية والمشاركة للمتغيرات). ويُمكننا الحصول على سحبات MCMC من خلال الدالة (covmat) من مصفوفات التباين المشترك المُقدرة لجميع النقاط في الزمن الذي تمّ تخزينه أثناء أخذ العينات، ووفق افتراضاتنا تمّ تخزينه في النقطة الأخيرة من الزمن (keepTime = "last"):

وجد بأنه تمّ تخزين 1000 سحب لاحق لمصفوفة التباين المشترك  $6 \times 6$  في وقت واحد،  $t=n=1000$ . للتحقق من التقارب Convergence في عملية التقلب لمصفوفة التباين المشترك الضمني للنموذج، يمكن النظر إلى مخطط التتبع Trace Plot ودالة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function:

الشكل رقم (2): مخطط التتبع ودالة الارتباط الذاتي التجريبية لمصفوفة التباين الضمني في النموذج





## خضر العكاري

المصدر: مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

يُظهر مخطط التسلسل الزمني، قيم عينات المعلمة المُقدرة مع مرور الزمن. حيث نلاحظ أنّ عملية التقدير جيدة، حيث أنّ السلاسل تتقارب من خلال مخطط التتبع، مع استقلالية تقدير المعالم في كل نقطة من الزمن، وهو ما توضحه دالة الارتباط الذاتي مع ارتباط أني قوي وتلاشي الارتباط بشكل فوري مع الزمن. وبالتالي عدم وجود مشاكل تقارب Convergence واضحة. لتقييم سرعة السحب من التوزيع لكل عنصر من عناصر مصفوفة التباين الفردي، يمكن التحقق من حجم العينة الفعال المقدر (من بين 1000 سحب تم الاحتفاظ به) والذي يتم تنفيذه في coda. ونحصل على الجدول التالي:

جدول رقم (3): حجم العينة الفعال

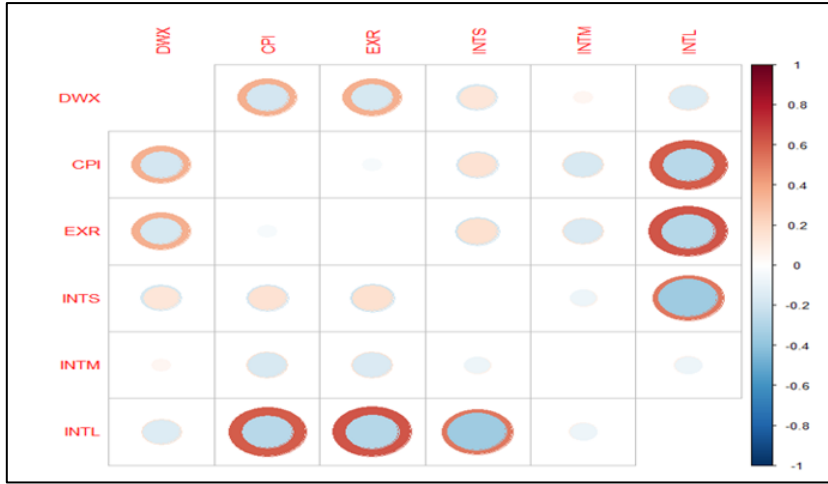
	1	2	3	4	5	6
1	1000	158	183	334	615	217
2	158	767	329	368	629	210
3	183	329	1000	353	615	193
4	334	368	353	556	586	747
5	615	629	615	586	667	665
6	217	210	193	747	665	1000

المصدر: مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

تُبيّن لنا نتائج الجدول عدم وجود مشكلة تقارب Convergence من خلال حجم العينة الفعال المقدر. لمعرفة درجة الارتباطات الشرطية وتغيرها زمنياً مع تقلبات المتغيرات، نقوم باستخدام تقنية تمثيل البيانات Visualizations لمصفوفة الارتباط المتغيرة مع مرور الزمن Time-Varying correlation matrices:

## قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية باستخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي

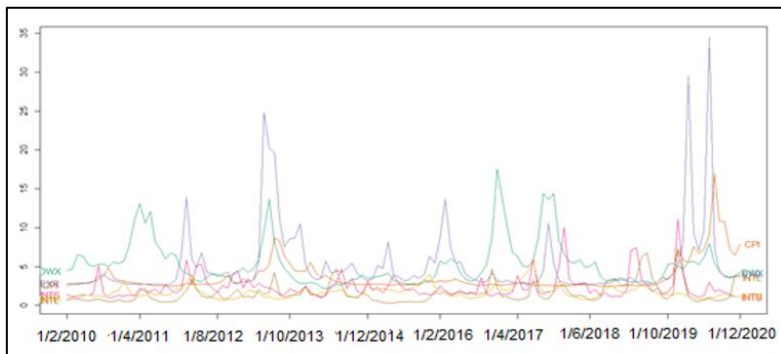
الشكل رقم (3): التوزيعات اللاحقة (Posterior) لمصفوفة الارتباط المتغيرة مع مرور الزمن



المصدر : مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

يوضح الشكل السابق حالة عدم التأكد في التوزيع اللاحق Posterior للارتباطات بين المتغيرات، حيث يتطابق نصف قطر الدوائر مع المتوسط اللاحق + / - انحرافين معياريين (اللون الأحمر دليل ارتباط طردي كلما كان أعمق فالارتباط أعلى، كلما كان نصف القطر أكبر كانت الانحرافات المعيارية أقل). بالنسبة لمؤشر سوق دمشق فترتبط عوائد أسعاره بدرجة متوسطة وبشكل متقلب (طردي وإيجابي) خلال الفترة المدروسة مع عوائد أسعار المستهلك والصراف مع انحرافات معيارية أكبر عندما يكون الارتباط سلبياً، كما نجد أنّ هذا الارتباط طردي ضعيف وأكثر تقلباً مع عوائد أسعار الفائدة قصيرة الأجل وعكسي ضعيف مع عوائد أسعار الفائدة طويلة الأجل. كما نجد من الشكل أنّ الارتباط الأعلى لعوائد أسعار المستهلك والصراف مع عوائد أسعار الفائدة طويلة الأجل مع ارتباطات إيجابية وسلبية مرتفعة وأقل تقلباً على طول الفترة الزمنية المدروسة. إنّ هذه التغيرات والتقلبات في الارتباط تدل على حالة عدم تأكد في السياسة الاقتصادية في سورية. ولمعرفة كيفية تطور التقلبات الهامشية Marginal Volatilities بمرور الزمن (لمجموعة المتغيرات) (Neuwirth 2014):

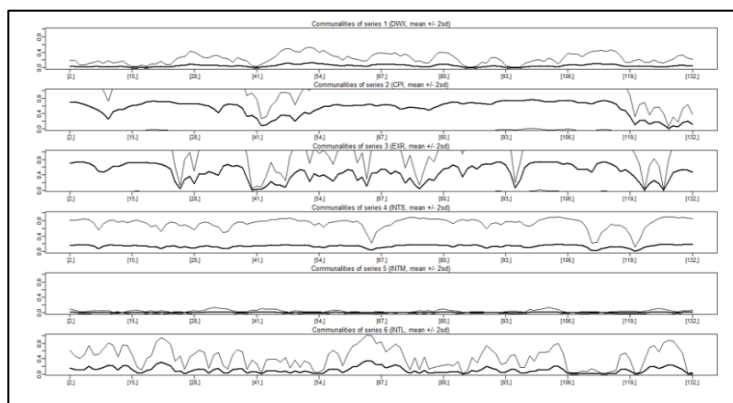
الشكل رقم (4): التقلبات الهامشية الخاصة لمتغيرات الدراسة خلال الفترة المدروسة



المصدر: مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

يُبيّن الشكل أنّ درجة التقلب المشتركة للمتغيرات ارتفعت بعد عام 2011 لتبلغ مستويات مرتفعة خلال النصف الثاني من عام 2012 و 2013، وبداية عام 2018 ومنتصف عام 2020. ونجد من التقلبات الخاصة ارتفاعات كبيرة لتقلبات مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية ولتقلبات مؤشر أسعار الفائدة طويلة الأجل بداية عام 2020 والتي تعكس الأحداث السياسية والاقتصادية في سورية. يمكن تقدير مقدار مشاركة كل متغير Communalities في تباين العامل الكامن (عدم التأكد في السياسة الاقتصادية):

الشكل رقم (5): التوزيع اللاحق لتشاركيات المتغيرات في العامل الكامن



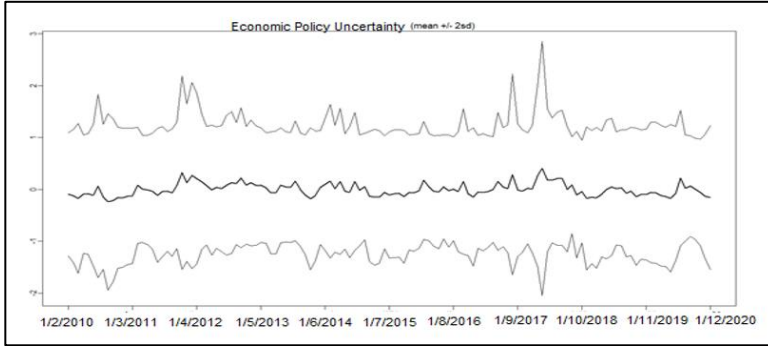
المصدر: مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

## قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية باستخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي

يبين لنا الشكل (5) أنّ جميع المتغيرات لها تشاركيات في رسم تقلبات العامل الكامن خلال الفترة المدروسة لكن بدرجة مختلفة، نلاحظ أنّ كل من عوائد أسعار المستهلك والصرف الأكثر تشاركية في رسم تقلبات العامل الكامن خلال الفترة المدروسة وبدرجة تصل في بعض الفترات إلى 80%، ثم يليها كل من عوائد أسعار الأسهم والفائدة طويلة وقصيرة الأجل بمعدلات تشاركية حوالي 30%، وأقلها لعوائد أسعار معدلات الفائدة متوسطة الأجل بمعدل لا يتجاوز 10% خلال الفترة المدروسة. وفقاً للنتائج السابقة نستنتج العامل الكامن الذي يقود التقلبات الخاصة والمشاركة لمجموعة من المتغيرات الاقتصادية ونطلق عليه متغير عدم التأكد في السياسة الاقتصادية (وهو يمثل الانحرافات المعيارية للوغاريتم التباين):

الشكل رقم (6): لوغاريتم التباين للعامل الكامن (مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية لسورية)

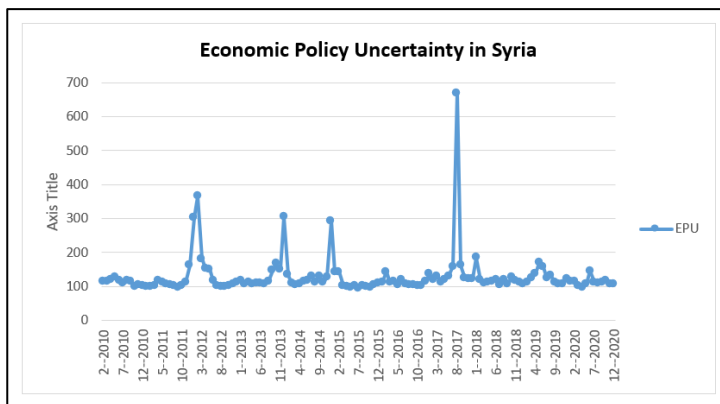
مع ( $\pm 2$ ) انحرافات معيارية



المصدر: مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

يُمثل الشكل (6) لوغاريتم التباين للعامل الكامن (مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية) مع ( $\pm 2$ ) انحرافات معيارية. بما يتفق مع مؤشرات عدم التأكد في السياسة الاقتصادية العالمية والمعتمدة عالمياً نقوم بعملية معايرة للمؤشر السابق (Normalization Min -Max) ليأخذ قيماً بين 0 و 1000 ونحصل على الشكل التالي:

الشكل رقم (7): مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية لسورية خلال الفترة (2010 - 2020)



المصدر: مخرجات لغة البرمجة الإحصائية R.

نلاحظ من الشكل ارتفاع المؤشر بصورة طفيفة خلال منتصف عام 2010 على الرغم من المؤشرات الإيجابية للمتغيرات الاقتصادية خلال هذا العام من استقرار لسعر الصرف ومعدلات تضخم مقبولة ومعدلات فائدة مستقرة (الشكل (1))، ويعود ذلك بشكل رئيسي إلى الجفاف الشديد الذي أدى إلى انخفاض محاصيل إنتاج القمح والقطن بنسبة 70% عما كان مخططاً له، مع استمرار تداعيات الأزمة المالية العالمية وتراجع تحويلات العاملين بالخارج. نلاحظ الارتفاع أيضاً في مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية مع بداية عام 2012 إلى 400 نقطة بسبب الدخول في الأزمة والعقوبات الاقتصادية المفروضة على سورية بما في ذلك قطع العمليات مع مصرف سورية المركزي وتجميد الأصول المرتبطة بالحكومة السورية وحظر الاستثمارات وتجميد الموارد الاقتصادية. كما نلاحظ الارتفاعات في المؤشر مع نهاية عام 2014 إلى 300 نقطة بسبب الشائعات الكبيرة حول نقص احتياطات البنك المركزي من العملات الصعبة مع عدم تدخله في سوق القطع الأجنبي مع ارتفاع هامش سعر الصرف بين السوق الرسمية والسوداء، كما نلاحظ ارتفاع المؤشر خلال الربع الأخير من عام 2017 بشكل كبير ووصل حتى 668 نقطة نتيجة الاعتداءات الإسرائيلية المتكررة على عدة مواقع في سورية، وارتفاع المؤشر خلال الربع الأول من عام 2018 بسبب تهديد ترامب (عبر تويتر) بتوجيه ضربة عسكرية على سورية. كما يبيّن الشكل عودة الارتفاع في المؤشر حتى 145 نقطة منتصف عام 2020 نتيجة دخول سورية في إجراءات مواجهة كورونا والقرارات الناتجة عنها.

### 3. الاستنتاجات

في هذا البحث، تمّ قياس مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية بالاعتماد على التقلبات الخاصة والمشاركة لمجموعة من متغيرات الاقتصاد الكلي والمالي باستخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي. أظهر المؤشر المُقدر ارتفاعاً في الفترات المقابلة للأحداث السياسية والاقتصادية في سورية خلال الفترة المدروسة. نعتقد أنّ المؤشر المقترح يمكن أن يكون دليلاً لقياس مؤشرات عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في البلدان العربية وأنّ يكون لهذا المؤشر تطبيقات واسعة أهمها بأنه من الممكن إدراجه مع نماذج الاقتصاد القياسي كدلالة على الأحداث غير المرصودة ومن الممكن أن يكون بديلاً عن مؤشرات النشاط الاقتصادي في حال عدم توفرها (مثل الناتج المحلي الإجمالي الشهري).

## الهوامش

- (1) البيانات بشكل تفصيلي في الملحق رقم (1).
- (2) Data visualization تقنية التمثيل البياني للمعلومات والبيانات، باستخدام العناصر المرئية مثل الرسوم البيانية والخرائط، وبالتالي المساعدة على فهم الاتجاهات والقيم المتطرفة والأنماط في البيانات.
- (3) جميع الأكواد التي تعطينا مخرجات البرنامج موجودة في الملحق (1).

## المراجع الأجنبية

- Aguilar, O. and West, M. (2000). Bayesian dynamic factor models and portfolio allocation. *Economic Statistics*, 18 (3), 338–357.
- Baker, S. and Bloom, N. and Davis, S. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636 .
- Basu, S. and Bundick, B. (2015). Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand. *Econometrica*, 85 (3), 937-958 .
- Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77(3), 623–685 ..
- Central Bank of Syria. (2010-2020). EXCHANGE RATES - BULLETIN\_INT\_COM. Available at: <http://cb.gov.sy/en/exchange-rate/all>. (Accessed on 29/10/2021).
- Central Bureau of Statistics. (2010-2020). Consumer price index CPI in Syria. Available at: <http://cbssyr.sy/index-EN.htm>. (Accessed on 29/10/2021).
- Damascus Stock Exchange. (2010-2020). DSE Weighted Index (DWX). Available at: <http://www.dse.gov.sy/>. (Accessed on 29/10/2021).
- Fama, B. (1995). The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, 38 (1), 34–105.
- Griffin, J. and Brown, P. (2010). Inference with Normal-Gamma Prior Distributions in Regression Problems. *Bayesian Analysis*, 5(1), 171–188 .
- Han, Y. (2006). Asset Allocation with a High Dimensional Latent Factor Stochastic Volatility Model. *Review of Financial Studies*, 19 (1), 237–271 .

Higham NJ. (1999). Analysis of the Cholesky Decomposition of a Semi-Definite Matrix. Technical report. Manchester Institute for Mathematical Sciences. MIMS EPrint 2008.56.

Hosszejni, D. and Kastner, G. (2019). Approaches Toward the Bayesian Estimation of the Stochastic Volatility Model with Leverage. Bayesian Statistics and New Generations - Selected Contributions from BAYSM 2018, 296, 75-83 .

Jurado, K. and Sydney, C. and Serena, N. (2015). Measuring Uncertainty. American Economic Review, 105, 1177–1216. DOI: 10.1257/aer.20131193.

Kastner, G. (2019). factorstochvol: Bayesian Estimation of (Sparse) Latent Factor Stochastic Volatility Models. R package version 0.9.2, URL <https://cran.r-project.org/package=factorstochvol>.

Kastner, G. and Schantter, S. and Lopes, H. (2017). Efficient Bayesian Inference for Multivariate Factor Stochastic Volatility Models. Department of finance Accounting and statistics. Vienna University of Economics and Business.

Link, W and Eaton, M. (2012). On thinning of chains in MCMC. Methods in Ecology and Evolution,3, 112–11.

Mandelbrot. B. (1963). The variation of certain speculative prices. Journal of Business, 36, 394–419 .

Neuwirth, Erich. (2014). RColorBrewer: ColorBrewer Palettes. R package version 1.1-2, URL <https://CRAN.R-project.org/package=RColorBrewer>.

Ozturk, E. and Sheng, S. (2017). Measuring Global and Country-Specific Uncertainty. International Monetary Fund, Working Papers.

Park, T and Casella, G. (2008). The Bayesian Lasso. Journal of the American Statistical Association, 103(452), 681–686 .

Pastor, L. and Veronesi, P. (2010). Uncertainty about Government Policy and Stock Prices. National Bureau of Economic Research, Working Paper 16128.

Simpson, Daniel and Rue, Håvard and Riebler, Rue and Thiago, Sigrunn. (2017). Penalising model component complexity: A principled, practical approach to constructing priors .Statistical Science, 32(1). 28.

Ugurlu, E; and Thalassinos, E; and Muratoglu, Y. (2014). Modeling Volatility in the Stock Markets using GARCH Models. International Journal in Economics and Business Administration. Vol 2(3), 2014, 72-87.



Yildirim, I. (2014). Bayesian Inference: Metropolis-Hastings Sampling. Department of Brain and Cognitive Sciences. University of Rochester.

Zhou, X. and Nakajima, J. and West, M. (2014). Bayesian forecasting and portfolio decisions using dynamic dependent sparse factor models, International Journal of Forecasting, 30 (4), 963–980 .

## قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية باستخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي

### الملاحق

ملحق رقم (1): الأكواد المستخدمة في لغة البرمجة الإحصائية R لقياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية باستخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي

factorstochvol package	الحزمة المستخدمة
<pre>R &gt; library(readxl) R &gt; EPU &lt;- read_excel R &gt; View(EPU) R&gt;Rlibrary("factorstochvol", lib.loc=~"/R/win- library/3.6") R&gt;EPU&lt;- ts(EPU, frequency = 12, start = c(1, 2010)) R&gt; m&lt;- 6 R&gt; n&lt;- 132 R&gt; y &lt;- 100 * logret(tail(EPU[, seq_len(m)], n + 1), demean = TRUE)</pre>	استيراد البيانات EPU والرسم البياني لعوائد المتغيرات وتحويلها إلى شكل مصفوفة
<pre>R &gt; findrestrict(ty, factors = 1)</pre>	معرفة مدى إمكانية تقدير العامل الكامن من خلال مصفوفة البيانات
<pre>R &gt; res&lt;- fsvsample(y, factors = 1, draws = 10000, burnin = 1000, thin = 10, keeptime = "last", heteroskedastic = TRUE, samplefac = TRUE, runningstorethin = 1, quiet = TRUE)</pre>	ضبط الإعدادات في لغة البرمجة الإحصائية R
<pre>R &gt; summary(res)</pre>	مخرجات نموذج التقلب العشوائي البيزي
<pre>R &gt; dim(cov_n &lt;- covmat(res))</pre>	الحصول على سحوبات سلسلة ماركوف مونت كارلو
<pre>R &gt; det_n &lt;- apply(cov_n[,,,1], 3, det) R &gt; ts.plot(log(det_n)) R &gt; acf(log(det_n), main = "")</pre>	مخطط التتبع - دالة الارتباط الذاتي
<pre>R &gt; round(apply(cov_n, 1:2, coda::effectiveSize))</pre>	حجم العينة الفعال المقدر
<pre>R &gt; corimageplot(res, these = seq(1, n, length.out = 3), plotCI = "circle", + plotdatedist = 1, date.cex = 1.1)</pre>	مصفوفة الارتباط المتغيرة مع مرور الزمن
<pre>R &gt; palette(RColorBrewer::brewer.pal(7, "Dark2"))[- 5]) R &gt; voltimeplot(res)</pre>	تطور التقلبات الهامشية بين المتغيرات
<pre>R &gt; comtimeplot(res, maxrows = 6)</pre>	تقدير مقدار مشاركة كل متغير Communalities في تباين العامل الكامن
<pre>R &gt; logvartimeplot(res, show = "fac")</pre>	لوغاريتم التباين للعامل الكامن (عدم التأكد في السياسة الاقتصادية (مع الانحرافات المعيارية)

المصدر: إعداد الباحث.

## خضر العكاري

ملحق رقم (2): البيانات المستخدمة في قياس مؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية ومؤشر عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية خلال الفترة الشهرية 2010 - 2020

EPU	INTL	INTM	INTS	EXR	CPI	DWX	العام
-	9.23	8.2	8.11	45.8	91.12	1084	1/1/2010
115.7065	9.22	8.21	8.05	46.2	92.47	1127	1/2/2010
115.05301	9.19	8.23	8.02	46.2	92.87	1145	1/3/2010
120.44246	9.16	8.15	8.03	46.4	92.74	1256	1/4/2010
126.83614	9.21	8.27	8.09	46	91.44	1357	1/5/2010
118.25425	9.21	8.21	8.04	46.1	90.72	1416	1/6/2010
108.62744	9.18	8.28	8.04	46.6	90.4	1469	1/7/2010
117.07612	9.23	8.38	7.48	46.2	92.2	1562	1/8/2010
114.37276	9.21	8.35	7.46	45.5	94.4	1662	1/9/2010
100.22079	9.22	8.34	7.46	46.3	103.8	1723	1/10/2010
103.26846	9.22	8.52	7.48	46.1	103.9	1645	1/11/2010
102.76174	9.18	8.55	7.53	46	105.66	1719	1/12/2010
98.80222	9.21	8.1	7.57	47.082	105.9	1721	1/1/2011
99.79692	9.21	8.08	7.63	47.125	104.9	1629	1/2/2011
103.07718	9.24	8.05	7.63	47.1925	104.3	1452	1/3/2011
117.68388	9.43	8.11	7.8	47.69	104.5	1216	1/4/2011
111.09001	9.22	8.2	7.73	47.692	103.3	1233	1/5/2011
107.8809	9.26	8.38	7.66	47.69	103.5	1031	1/6/2011
103.98027	9.23	8.41	7.8	47.69	104.4	1006	1/7/2011
101.05217	9.24	8.57	7.8	47.69	105.1	951	1/8/2011
97.76998	9.25	8.58	8.02	48.7575	106.5	958	1/9/2011
101.45973	9.25	8.64	7.92	49.716	107.7	903	1/10/2011
111.40853	9.27	8.45	7.88	50.345	109.9	847	1/11/2011
162.00385	9.39	8.56	7.94	55.135	115.6	870	1/12/2011
301.68844	9.55	8.81	8.63	70.02	124.1	862	1/1/2012
365.50531	9.93	9.46	8.63	70.46	128.2	849	1/2/2012
180.70004	9.79	9.53	8.15	73.28	135.5	869	1/3/2012
153.82216	9.85	9.68	8.66	68.99	135.8	878	1/4/2012
150.51688	9.81	9.59	8.5	68.31	135.8	862	1/5/2012

قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية باستخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي

EPU	INTL	INTM	INTS	EXR	CPI	DWX	العام
115.97575	9.87	9.66	8.64	68.29	139.6	843	1/6/2012
102.56153	9.67	9.67	8.6	67.89	140.8	826	1/7/2012
98.48845	9.68	9.71	8.8	67.82	144.6	819	1/8/2012
99.75956	9.7	9.75	8.71	67.79	156.1	817	1/9/2012
102.79162	9.84	9.82	8.37	69.33	159.7	804	1/10/2012
106.91942	9.66	9.86	8.81	70.69	162.7	792	1/11/2012
113.14951	9.72	9.97	8.85	77.64	177.9	770	1/12/2012
117.96353	9.82	9.75	9.18	79.48	181.5	782	1/1/2013
106.28285	9.82	9.95	9.07	81.19	185.8	771	1/2/2013
112.80926	10.07	9.84	8.84	85.86	206.3	794	1/3/2013
106.65088	10.16	9.86	8.97	122.16	212.3	897	1/4/2013
108.7913	10.23	9.97	8.81	145.20	220.2	1178	1/5/2013
109.73097	10.9	9.99	8.93	181.01	257.4	1149	1/6/2013
106.89643	10.91	9.97	8.98	174.17	288.4	1211	1/7/2013
114.26444	10.99	10.01	9.01	174.40	307.8	1190	1/8/2013
147.15278	10.91	10	8.84	169.21	331.8	1251	1/9/2013
167.86415	11.04	10.11	8.95	161.98	332.3	1246	1/10/2013
150.7519	11.1	9.96	9.01	145.74	324.1	1252	1/11/2013
303.85552	11.44	10.34	9.25	143.62	326.6	1249	1/12/2013
134.39304	11.41	10.35	9.16	147.69	309.7	1235	1/1/2014
108.66006	11.55	10.43	9.11	149.57	307.3	1221	1/2/2014
103.52927	11.53	10.61	9.12	151.62	312.7	1232	1/3/2014
106.85794	11.61	10.52	9.13	164.21	310.3	1249	1/4/2014
113.4579	12.07	10.72	8.92	165.85	308	1260	1/5/2014
118.17615	11.5	10.89	8.73	164.21	315.2	1308	1/6/2014
129.78512	11.77	11.2	8.25	163.21	319.9	1321	1/7/2014
112.33473	11.79	11.31	8.28	169.41	320.1	1312	1/8/2014
130.61919	11.94	11.32	8.61	185.04	336	1298	1/9/2014
110.82744	11.95	11.32	8.67	183.74	340.3	1292	1/10/2014
127.36575	11.79	11.4	8.65	191.07	345.8	1254	1/11/2014
293.40015	11.96	11.91	8.96	197.92	364.6	1271	1/12/2014
141.80981	11.99	12.03	9.05	204.93	383	1262	1/1/2015

## خضر العكاري

EPU	INTL	INTM	INTS	EXR	CPI	DWX	العام
143.34638	11.96	11.85	8.87	219.79	392.5	1249	1/2/2015
102.75365	11.99	11.62	8.84	229.25	416	1242	1/3/2015
98.57293	12.02	11.49	9.01	260.56	430.2	1203	1/4/2015
95.62814	12.04	11.72	8.66	266.15	440.9	1207	1/5/2015
101.32643	12.1	11.68	8.87	276.35	444	1200	1/6/2015
95.25944	12.12	11.54	8.98	283.33	449.8	1200	1/7/2015
100.65329	12.12	11.37	9.09	299.43	472.3	1205	1/8/2015
100.08067	12.13	11.07	9.25	316.54	486.7	1199	1/9/2015
96.38867	12.15	10.93	9.29	328.78	500.4	1215	1/10/2015
104.59479	12.18	11.37	9.38	346.67	540	1209	1/11/2015
109.44608	12.28	10.73	9.44	337.40	564.5	1228	1/12/2015
111.97521	12.05	10.87	9.4	335.66	565.7	1246	1/1/2016
142.7887	12.02	10.67	9.15	375.84	606.6	1384	1/2/2016
111.49269	12.26	10.71	9.04	442.85	610.7	1440	1/3/2016
114.27671	12.26	10.62	8.98	473.30	621.9	1561	1/4/2016
105.20479	12.13	10.65	9.04	485.68	666.9	1495	1/5/2016
120.59875	12.02	10.49	9.2	468.93	676.9	1469	1/6/2016
107.7909	11.93	10.49	9.15	484.31	679.6	1477	1/7/2016
104.35762	11.83	10.53	9.04	517.42	721.7	1508	1/8/2016
104.25911	11.77	10.5	9.06	517.43	731.9	1511	1/9/2016
103.07898	11.67	10.47	9.49	517.42	734	1479	1/10/2016
102.82155	11.67	10.41	9.52	517.44	735.6	1503	1/11/2016
115.41182	12.47	10.64	9.5	517.43	773.4	1618	1/12/2016
136.38342	12.29	11.18	9.61	517.43	781.95	2295	1/1/2017
119.9955	12.33	11.13	9.67	517.43	782.89	2717	1/2/2017
130.17167	12.46	11.34	9.73	517.43	801.89	3066	1/3/2017
112.41468	12.53	11.31	9.8	517.43	798.5	3129	1/4/2017
120.21032	12.52	11.68	9.36	517.43	790.5	2970	1/5/2017
129.89525	12.49	12.16	9.28	517.43	777.48	2970	1/6/2017
158.69	12.53	11.69	9.32	517.43	774.88	2934	1/7/2017
668.3385	11.96	10.55	8.51	517.43	776.1	2978	1/8/2017
162.47259	12.05	10.65	8.52	517.43	775.9	3253	1/9/2017
123.67426	12.03	10.62	8.57	510.00	777.2	4122	1/10/2017

قياس عدم التأكد في السياسة الاقتصادية في سورية باستخدام نموذج التقلب العشوائي البيزي

EPU	INTL	INTM	INTS	EXR	CPI	DWX	العام
122.08901	12.06	10.75	8.68	447.20	774.9	4658	1/11/2017
123.21102	11.92	10.81	8.66	436.00	781.5	5983	1/12/2017
185.18207	11.69	11.5	9.15	436.00	787.8	5919.64	1/1/2018
119.0025	12.01	11.48	10.63	436.00	790.5	6249.61	1/2/2018
109.42101	11.93	11.46	10.82	436.00	795.8	6124.15	1/3/2018
110.85581	12.03	11.41	11.05	436.00	794.6	5989	1/4/2018
115.60864	12.16	11.39	11.3	436.00	788.6	5650.2	1/5/2018
120.53152	12.05	11.41	10.99	436.00	783.7	5673.84	1/6/2018
103.82872	12.07	11.41	10.97	436.00	777.1	5528.66	1/7/2018
118.89576	12.04	11.41	10.77	436.00	778.3	6061.01	1/8/2018
106.86486	12.07	11.58	10.75	436.00	787.9	6205.05	1/9/2018
126.40013	11.7	11.84	10.88	436.00	789.7	6275.57	1/10/2018
116.00256	11.41	11.49	10.87	436.00	796.3	6222.71	1/11/2018
112.17947	11.09	11.74	10.93	436.00	811.2	6190.12	1/12/2018
107.43359	11.27	11.89	10.95	436.00	825.96	6045.49	1/1/2019
112.1624	11.05	11.82	11.02	436.00	836.04	6182.16	1/2/2019
125.15666	11.23	11.64	10.08	436.00	866.38	6173.49	1/3/2019
137.5095	11	11.82	11.04	436.00	863.95	6091.88	1/4/2019
169.87803	11.72	11.41	10.82	436.00	863.58	6054.54	1/5/2019
157.54328	10.91	11.64	11.09	436.00	865.06	5957.74	1/6/2019
124.12045	10.69	11.47	11.15	436.00	871.52	6028.79	1/7/2019
131.63324	10.45	11.4	10.93	436.00	880.23	6041.45	1/8/2019
110.9251	10.46	11.32	10.98	436.00	916.65	6041.45	1/9/2019
108.01192	10.49	11.25	10.9	436.00	924.19	5743.83	1/10/2019
107.43779	10.52	11.36	10.79	436.00	949.21	5517.11	1/11/2019
121.63792	11.69	11.22	9.08	436.00	1091.25	5836.58	1/12/2019
114.77529	12.22	11.38	8.74	436.00	1146.92	5905.62	1/1/2020
114.85391	12.19	11.3	8.7	704.00	1180.12	6365.75	1/2/2020
102.035	12.21	11.27	8.76	704.00	1320.61	6114.24	1/3/2020
98.0047	12.22	11.32	8.75	704.00	1392.52	6240.68	1/4/2020
108.01629	12.19	11.35	8.74	704.00	1481.03	6627.66	1/5/2020
145.06406	12.11	11.29	8.43	1256.00	1481.03	7671.06	1/6/2020

## خضر العكاري

EPU	INTL	INTM	INTS	EXR	CPI	DWX	العام
113.00135	12.11	11.29	8.38	1256.00	2036.47	7636.42	1/7/2020
108.81465	12.09	11.45	8.25	1256.00	2107.8	7483.08	1/8/2020
113.13843	12.06	11.67	8.16	1256.00	2410.71	7436.76	1/9/2020
115.96882	12.06	11.63	8.1	1256.00	2511.01	7422.01	1/10/2020
108.20232	12.66	11.73	8.13	1256.00	2577.92	7693.85	1/11/2020
107.45473	12.29	11.84	8.14	1256.00	2871.06	8082.65	1/12/2020