

استعمال أنموذج تبديل ماركوف للتحقق من الرابط بين

التضخم والتضخم غير المؤكد في العراق للمدة (1980-2010) (١)

الباحث مرتضى عسكر مردان

أ.م. د مناف يوسف
جامعة بغداد - كلية الإدارة والاقتصاد
قسم الإحصاء

المستخلص

في هذا البحث سوف يتم استخدام احد نماذج ماركوف المخفية والذي هو نموذج تبديل ماركوف (Markov Switching Model) ولحالتين مخفيتين للتحقق من الرابط أو العلاقة (The Link) بين مستوى التضخم وكونه غير مؤكد (uncertainty) في العراق للمدة الزمنية (1980-2010)، وسوف يتم قياس التضخم غير المؤكد على انه مربع الأخطاء الناتجة عن الفرق بين السلسلة الأصلية والسلسلة المتوقعة المقدرة. وقد وجد أن تأثير مستوى التضخم على التضخم غير المؤكد هو تأثير سلبي وقد أكدت النتائج أيضا التأثير الايجابي للتضخم غير المؤكد على التضخم.

المصطلحات الرئيسية للبحث/ تبديل ماركوف، أنموذج ماركوف المخفي، الاحتمالات المرشحة، الاحتمالات الممهدة، خوارزمية EM، التضخم، التضخم غير المؤكد.



مجلة العلوم

الاقتصادية والإدارية

المجلد 19

العدد 71

الصفحات 334-350

(١) البحث مستل من رسالة ماجستير.



1 . مقدمة

يعد التضخم من الظواهر الاقتصادية العالمية وقد كان ولا يزال المعضلة لأي نظام اقتصادي. وفي الوقت الحالي من الصعوبة أن تجد أي بلد في العالم لا يعاني من شبح التضخم وهذا مما دفع كثير من العلماء والباحثين لإجراء العديد من الدراسات النظرية والتطبيقية لمعالجة آثار هذه الظاهرة. يعرف التضخم بأنه زيادة في الأسعار وبأنه معدلات مختلفة في فترات زمنية مختلفة، بينما يشير التضخم غير المؤكد (uncertain Inflation) إلى وضع غير قابل للتنبؤ من حيث الأسعار المستقبلية وعامة الناس لا يمكنهم التنبؤ فيما إذا كانت معدلات التضخم سوف ترتفع أو تنخفض في المستقبل، وبكلمات بسيطة معدل التضخم المستقبلي هو متقلب (variability) لعامة الناس، فالتضخم غير المؤكد يشمل السبب والنتيجة للتضخم. إذ يعد التضخم غير المؤكد واحداً من الكلف الرئيسة للتضخم بسبب أنه ليس فقط يشوه القرارات المتعلقة بالادخار والاستثمار المستقبلي نظراً لانخفاض قابلية التنبؤ في القيمة الحقيقية للمدفوعات الاسمية المستقبلية، لكنه أيضاً يوسع تأثيراته المختلفة في هذه التشوهات لكفاءة تخصيص الموارد ومستوى النشاط الحقيقي. لذا بدون عدم التأكد (uncertainty) فإن الاقتصاديين

يستطيعون التخطيط بشكل أفضل للمستقبل. [4]

وقد كانت العلاقة بين التضخم والتضخم غير المؤكد لسنين عديدة موضوعاً لدراسات عدة. ويتفق معظم الاقتصاديين على الكلفة الاقتصادية للتضخم الاقتصادي، ولكن هناك آراء مختلفة حول أسباب هذه الكلفة، إذ إن من هؤلاء الاقتصاديين من يقترح أن كلفة التضخم هي الأساس بسبب الارتباط الموجب بين مستوى وتقلب التضخم (عدم الثبات)، وهذه العلاقة حللت على نطاق واسع ولا تزال في هذا المجال استناداً لخلفيات مختلفة ولمجاميع عينات مختلفة، وكإشارة إلى دراسات سابقة كما في Ball، (Cosimano and Jansen 1988)، (Cukierman and Meltzer 1986)، (Engle 1989)، (and Cecchetti 1990)، (Evans 1992)، (Evans and Wachtel 1993)، (Kim 1993)، (Kim 1993)، (Grier and Perry 1994)، (and Nelson 1994)، (Holland 1995)، (Garcia and Perron 1996)، (Conrad and Karanasos 2005)، (Bhar and Hammoi 2004)، (Thornton 1998)، (Jiranyakul and Opiela 2010)، (2007).

فقد يلاحظ أنه لا يوجد توافق في الآراء حول أهمية ودلالة العلاقة السببية ثنائية الاتجاه بين التضخم والتضخم غير المؤكد [3] [5]، ومن ثم فإن مسألة الارتباط بين التضخم والتضخم غير المؤكد لا تزال محل نقاش، وهناك آراء متعددة حول طبيعة هذه العلاقة في المجال الاقتصادي.

وقد استعرض الباحث (Friedman) عام 1977 عدداً من الأدلة والبراهين التي تدعم فرضيته والتي تنص على أن التضخم وخصوصاً معدلات التضخم المرتفعة تسبب التضخم غير المؤكد، وقدم الباحثان Cukierman and Meltzer عام 1986 أدلة عكس ادعاء فرضية Friedman ودعموا العلاقة السببية بالاتجاه الآخر أي أن التضخم غير المؤكد هو الذي يسبب التضخم، أما الباحث Ball عام 1990 فقدم

أدلة تدعم فرضية Friedman. [4]

ومن الجدير بالذكر إن عدم الاستقرار في الاقتصاد العراقي له عدة أسباب منها عدم الاستقرار السياسي الذي شهده تاريخ هذا البلد، إذ في الواقع أن العراق واجه عدد من الحروب مثل الحرب الإيرانية-العراقية (1980-1988) وحرب الخليج الأولى (1991) وحرب الخليج الثانية (2003) علاوة على فترة الحصار الاقتصادي الذي شهده البلد خلال المدة بين (1990-2003)، عن التأزم في الأوضاع الداخلية التي نتجت عن احتلال العراق بعد عام 2003. إن هذه الأحداث كان لها تأثير كبير على استقرار الاقتصاد العراقي وثباته.

ففي فترة الثمانينيات تراوحت نسبة التضخم ما بين 10.6% إلى 19% ويمكن أن يوصف التضخم آنذاك بالتضخم المعتدل المقبول الأقل من 10% والتضخم الجامح ما يزيد عن 10% ويعزى السبب في ذلك إلى السياسات الاقتصادية المتبعة آنذاك في دعم الأسعار ووجود ارتباط وثيق بين البنك المركزي ووزارة المالية، إذ شهدت تلك الفترة إجراءات وقرارات عديدة نظرا للوضع الاقتصادي الحرج بسبب ظروف الحرب العراقية-الإيرانية وقيام السلطة باتخاذ إجراءات نقدية لتمويل تزايد النفقات العسكرية.

أما فترة التسعينيات فقد تميزت بمعدلات تضخم مزمنة ومفرطة، إذ شهدت من عام 1991 وحتى نهاية 1995 معدلات تضخم حادة وظروف اقتصادية صعبة سببتها تأثيرات حرب الخليج والحصار الاقتصادي على العراق وتوقف تصدير النفط والذي يعد العصب الأساس للاقتصاد العراقي ولجوء الحكومة للإصدار النقدي بهدف الأعمار وملئ فجوة الإيرادات 0 وبعد عام 1995 اتخذت الدولة إجراءات نقدية تقشفية لمعالجة التضخم المنفلت من خلال الضغط على الإنفاق الحكومي وزيادة موارد الدولة من الضرائب والرسوم وإلغاء الإعفاءات وإلغاء الدعم إضافة إلى تطبيق مذكرة التفاهم مع الأمم المتحدة (النفط مقابل الغذاء)، هذه القرارات كان لها الأثر المباشر في انخفاض المستوى العام للأسعار وتحسن في سعر صرف الدينار، ولكن في الوقت ذاته أدت هذه الإجراءات إلى زيادة حادة في نسبة البطالة بسبب السياسات التقشفية مما سبب ما يعرف بالكساد التضخمي.

وفي عام 2002 وعند بدء بوادر الحرب على العراق تلوح في الأفق أدى ذلك لظهور فترة من التضخم العالي استمرت إلى عام 2005، وفي الفترة ما بعد الاحتلال شرعت قوانين واتخذت إجراءات كان الهدف منها وضع استقلالية إلى حد ما للبنك المركزي العراقي في اتخاذ الإجراءات ورسم سياسات نقدية تعمل على معالجة الوضع الاقتصادي المتردي والتضخم المنفلت والفوضى النقدية. ونتيجة لإتباع هذه السياسات يلاحظ استقرار نسبه التضخم بعد عام 2006 [1].

2- هدف البحث

يهدف هذا البحث إلى دراسة مشكلة التضخم الاقتصادي في العراق للمدة (1980-2010) وأسباب عدم الثبات في مشاهدات السلسلة الزمنية والتحقق من الرابط أو العلاقة بين التضخم والتضخم غير المؤكد في الاقتصاد العراقي ومن ثم تبين وجهة النظر حول السياسة النقدية المتبعة في هذه الفترة الزمنية، ولتحقيق هذا الهدف سوف يتم استخدام احد تطبيقات نماذج ماركوف المخفية والذي هو أنموذج تبديل ماركوف (Markov Switching Model) وحالتين مخفيتين، ومن ثم سوف يتم قياس التضخم غير المؤكد بوصفه مربع الأخطاء الناتجة عن الفرق بين السلسلة الأصلية والسلسلة المتوقعة المقدرة.

3. نماذج ماركوف المخفية [10][11]

وهي عبارة عن مجموعة منتهية من الحالات كل حالة تقتزن بتوزيع احتمالي، أما الانتقالات ما بين الحالات فتحدد بواسطة مجموعة من الاحتمالات والتي تسمى الاحتمالات الانتقالية، بشكل عام تتولد الحالة الناتجة أي المشاهدة طبقا لتوزيع الاحتمالية المقترنة، حيث توجد احتمالية ناتجة فقط ولا توجد حالة ظاهرة

يمكن أن تشاهد ولهذا فان الحالات تكون مخفية. [2]

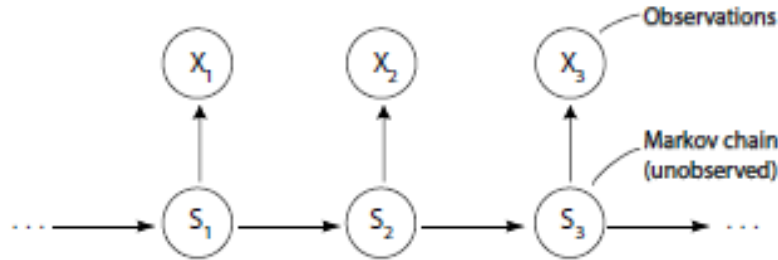
تعريف: وهي تمثل عملية تصادفية تتألف من عنصرين الأول منها يتمثل في عملية معلمة غير مشاهدة (S_t) مشار إلى تحقق خاصية ماركوف لها، والثاني يمثل عملية مشاهدة معتمدة على الحالة أي (y_t)، والتي تحقق خصيصة الاستقلال الشرطي:

$$P(Y_t = y_t | Y_{t-1} = y_{t-1}, S_t = i) = P(Y_t = y_t | S_t = i)$$

فان S_t ، فان Y_t تعتمد قيمها فقط على S_t وليس على تاريخ المشاهدات والحالات. ويشار إلى زوج العمليات

العشوائية (التصادفية) $\{y_t\}$ و $\{S_t\}$ كأنموذج ماركوف المخفي ل N من الحالات .

استعمال أنموذج تبديل ماركوف للتحقق من الرابط بين التضخم
والتضخم غير المؤكد في العراق للمدة (1980-2010)



شكل رقم (3-1) البناء الأساسي لأنموذج ماركوف المخفي⁽¹³⁾.

ونظرا للبناء العملي والرياضي المتين لسلاسل ماركوف المخفية HMMs فقد طبقت في مختلف المجالات المهمة كالمجال الاجتماعي والاقتصادي والبيولوجي وغيرها من المجالات، ففي المجال الاقتصادي ووفقا للباحث Hamilton يعد أنموذج السلسلة الزمنية مع تغيرات في نظام Markov Switching Model احد التطبيقات المهمة لنماذج HMMs ومن التطبيقات المهمة الأخرى لها في المجال الحيوي عندما يستخدم صنف من أصناف هذه النماذج والذي يعرف بأنموذج HMM الجانبي (Profile) لنماذج البروتينات ورموز ألبـ DNA، التمييز الجيني، وكذلك تمييز بصمة العين، وفهم طبيعة اللغة والتوقعات المناخية.

3-1 العناصر الرئيسية في نماذج ماركوف المخفية HMMs [11]

هناك عدد من العناصر الرئيسية في نماذج ماركوف المخفية وهي كالآتي:

N: عدد الحالات المخفية في النموذج والتي هي غير مشاهدة وتكون موصوفة من خلال عملية ماركوف، وفضاء الحالة لهذه الحالات هو $S = \{S_1, S_2, \dots, S_N\}$.

P: مصفوفة الحالة الانتقالية وتشير إلى احتمالاتها على احتمالية تطور أو انتقال الحالة المخفية في الزمن (t) إلى نفسها أو إلى حالة أخرى بمعرفة الحالة السابقة لها في الزمن (t-1):

$$P = \{p_{ij} : p_{ij} = P(S_t = j | S_{t-1} = i)\} \quad , i, j = 1, 2, \dots, N \quad 3.1$$

مع تحقق القيود الاحتمالية :

$$p_{ij} \geq 0, \quad \forall i, j = 1, 2, \dots, N \quad 3.2$$

$$\sum_{j=1}^N p_{ij} = 1 \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad 3.3$$

M: عدد رموز المشاهدة المميزة في كل حالة.

B: التوزيع الاحتمالي لرمز المشاهدة

$$B = \{b_i(m)\}$$

$$b_i(m) = P(y_t = V_m | S_t = i) \quad , 1 \leq i \leq N, 1 \leq m \leq M \quad 3.4$$

وفي حالة التوزيع الاحتمالي لرمز المشاهدة يكون لمشاهدات ذات دوال كثافة مستمرة فيكون كالآتي:

$$B = f_i(y | \lambda_i) \quad , \lambda_i = (\mu_i, \sigma^2_i) \quad , i = 1, 2, \dots, N \quad 3.5$$

ومن الشائع أن يأخذ التوزيع الاحتمالي التوزيع الطبيعي وكالآتي:

$$3.6 f_i(y | \lambda_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y_t - \mu_i)^2}{2\sigma^2_i}} \quad , i = 1, 2, \dots, N$$

π_i : توزيع الحالة الأولية ويشير إلى احتمالية أن الأنموذج هو في واحدة من الحالات المخفية في الزمن الابتدائي (t=1).



$$\pi_i = P(S_1 = i)$$

3.7

3-2 أنموذج تبديل ماركوف [5][7][8] Markov Switching Model

وهو احد تطبيقات نماذج ماركوف المخفية وهو نموذج سلسلة زمنية مع تغير أنظمة لمتغير كامن أو مخفي (غير مشاهد)، وتوزيع المشاهدة المتولدة يعتمد على متغير حالة غير مشاهد أو مخفي، وهذا المتغير يحكمه نظام سلسلة ماركوف، وكذلك مفهوم تبديل ماركوف ينتمي لصنف نماذج فضاء الحالة (State space model) حيث يفترض ضمنا في تبديل النماذج بين أنظمة مختلفة هو أن البيانات الناتجة من العملية والتي تخضع لتغيرات مفاجئة قد تكون بسبب أحداث سياسية أو بيئية أو اقتصادية وغيرها من الأحداث.

إن عدم استقرار النموذج في بعض الأحيان معرفة كتبديل (Switching) في معادلة الانحدار من نظام لآخر (من عينة جزئية لأخرى). وفي معظم الحالات قد يواجه الباحثون في هذا المجال قد يواجهون معضلة من حيث دراسة سلوك السلسلة الزمنية وإمكانية التنبؤ حول متى وفي أي وقت تتغير معلمات النموذج ومن ثم بناء توقعاتهم على وفق هذه التوقعيات، ومن ثم هناك هناك ضرورة ملحة لوضع نقاط استدلال حول أوقات التبدل.

3-3 الأنموذج وتقدير المعلمات [6][13]

سوف يتم استخدام نموذج الانحدار الآتي مع نموذج تبديل ماركوف للأوساط الحسابية والتباينات وحالتين:

$$y_t = [\mu_0(1 - S_t) + \mu_1 S_t] + [\sigma^2_0(1 - S_t) + \sigma^2_1 S_t] \varepsilon_t \quad 3.8$$

حيث ε_t تتوزع $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ و S_t تأخذ قيم إما 0 أو 1 و Y_t يمثل لوغاريتم معدل التضخم للفترة t .

$$Y_t | \{S_t = 0\} = \mu_0 + \sigma^2_0 \varepsilon_t \quad 3.9$$

$$Y_t | \{S_t = 1\} = \mu_1 + \sigma^2_1 \varepsilon_t \quad 3.10$$

حيث المعادلة 3.9 تعني أن المشاهدة (Y_t) وفقا للنظام الأول في الزمن t ، والمعادلة 3.10

تعني أن المشاهدة (Y_t) وفقا للنظام الثاني في الزمن t ، وأن μ_0 يمثل الوسط الحسابي للنظام الأول وأن μ_1 يمثل الوسط الحسابي للنظام الثاني في حين يشير σ^2_0 الى تباين للنظام الأول وأن σ^2_1 يمثل التباين للنظام الثاني.

ولأنموذج تبديل ماركوف من الدرجة الأولى وحالتين مخفيتين فإن المصفوفة الانتقالية تكون كالآتي:

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} \\ P_{10} & P_{11} \end{bmatrix} \quad 3.11$$

$$P_{ij} = \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i], \quad \sum_{j=0}^1 P_{ij} = 1 \quad \forall i \quad 3.12$$

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = P_{00}, \quad P_{01} = 1 - P_{00} \quad 3.13$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = P_{11}, \quad P_{10} = 1 - P_{11} \quad 3.14$$

ولأن الحالة (S_t) غير مشاهدة سوف يتم استخدام خوارزمية (EM) المعدلة للباحث Hamilton عام

1990 والتي تشتمل على الاحتمالات المرشحة (Filtered Probabilities) والاحتمالات الممهدة

(Smoothed Probabilities) لوضع استدلالات مثلى حول S_t وتقدير معلمات النموذج استنادا

لمشاهدات العينة كاملة لـ (Y_t).

3-4 حساب الاحتمالات المرشحة [7][8][9][11]

Compute the filtered probabilities

يتم وضع الاستدلالات حول قيمة (S_t) استنادا إلى ما يأتي :



أولاً: يتم حساب دالة الكثافة المشتركة لـ y_t والمتغير غير المشاهد S_t كما يلي

$$f(S_t, y_t | \psi_{t-1}) = f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f\{S_t | \psi_{t-1}\} \quad 3.15$$

حيث ψ_{t-1} تشير للمعلومات الواصلة لغاية $t-1$

$$\begin{aligned} f(y_t | \psi_{t-1}) &= \sum_{s_t=0}^1 f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) \\ &= \sum_{s_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1}) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \exp\left(-\frac{(y_t - \mu_0)^2}{2\sigma_0^2}\right) \times \Pr(S_t = 0 | \psi_{t-1}) \\ &\quad + \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left(-\frac{(y_t - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right) \times \Pr(S_t = 1 | \psi_{t-1}) \end{aligned} \quad 3.16$$

ومن ثم فإن دالة لوغاريتم الإمكان عندها تكون

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln\left\{\sum_{s_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) \Pr[S_t | \psi_{t-1}]\right\} \quad 3.17$$

إذ إن دالة الكثافة الحدية المذكورة آنفاً يمكن أن تفسر كمتوسط مرجح للكثافات الشرطية مع كون $S_t = 0$ و $S_t = 1$ على التوالي.

ولاشتقاق دالة الكثافة الحدية لـ Y_t في المعادلة 3.17 ، ومن ثم دالة لوغاريتم الإمكان يجب

حساب عوامل الترجيح (Weighting factors) بشكل مناسب أي حساب $P[S_t=0 | \psi_{t-1}]$ ، $P[S_t=1 | \psi_{t-1}]$ بدون أي افتراضات مسبقة حول السلوك العشوائي للمتغير (S_t) (وهذا يتم من خلال الخطوتين الآتيتين:

الخطوة الأولى: معطى $i=0,1$ ، $\Pr[S_{t-1}=i | \psi_{t-1}]$ في الزمن الابتدائي (t) أو التكرار

t_{th} فإن عوامل الترجيح $\Pr[S_t=j | \psi_{t-1}]$ ، $j=0,1$ يتم حسابها كالآتي

$$\begin{aligned} \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}] &= \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \\ &= \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] \Pr[S_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \end{aligned} \quad 3.18$$

حيث $\Pr[S_t = j | S_{t-1} = i]$ ، $i, j=0,1$ هي الاحتمالات الانتقالية.

الخطوة الثانية: وعندما Y_t تكون مشاهدة في نهاية الزمن t أو التكرار t_{th} فإن الحدود الاحتمالية (عوامل الترجيح) يتم تحديثها عن طريق الصيغة البيزية :

$$\begin{aligned} P[S_t = j | \psi_t] &= \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(S_t=j, y_t | \psi_{t-1})}{f(y_t | \psi_{t-1})} \\ &= \frac{f(y_t | S_t=j, \psi_{t-1}) \Pr[S_t=j | \psi_{t-1}]}{\sum_{i=0}^1 f(y_t | S_t=i, \psi_{t-1}) \Pr[S_t=i | \psi_{t-1}]} \end{aligned} \quad 3.19$$

حيث إن $\psi_t = \{\psi_{t-1}, Y_t\}$

وأن هاتين الخطوتين سوف تتكرر للحصول على $j=0,1$ ، $P[S_t = j | \psi_t]$ لـ $t=1,2,\dots,T$ ، ومن ثم فإن عوامل الترجيح أو الحدود الاحتمالية المتحصلة من هذا التكرار سوف تسمى الاحتمالات المرشحة (filtered Probabilities) وهذه العملية تسمى عملية الترشيح (filtering) ولابتداء هذا المرشح في الزمن (t) يمكن أن يستخدم التوزيع غير الشرطي للمشاهدة الأولى: .



$$\pi_1 = \Pr[S_0=0 | \psi_0] = \frac{1-P_{11}}{2-P_{00}-P_{11}} \quad 3.20a$$

$$\pi_2 = \Pr[S_0=1 | \psi_0] = \frac{1-P_{00}}{2-P_{00}-P_{11}} \quad 3.20b$$

Smoothed Probabilities

3-5 الاحتمالات الممهدة [8][9]

فضلا إلى إمكانية وضع استدلال حول متغير الحالة (S_t) عن طريق الاحتمالات المرشحة (filtered Probabilities) ولكل زمن (t) هنالك أيضا إمكانية لوضع استدلال حول متغير الحالة (S_t) ولكامل العينة (Y_T) حيث تمثل (Y_T) قيم السلسلة الزمنية الكاملة وباستخدام قيم التكرار الأخير في المرشح يمكن وضع الاستدلالات وكالاتي: [11]

$$P(S_t=j, S_{t+1}=k | \psi_T) = \frac{P(S_{t+1}=k | \psi_T) P(S_t=j | \psi_T) P(S_{t+1}=k | S_t=j)}{P(S_{t+1}=k | \psi_T)}$$

$$P(S_t=j | \psi_T) = \sum_{k=0}^1 \Pr(S_t = j, S_{t+1} = k | \psi_T), j = 0, 1 \quad 3.21$$

3-6 خوارزمية EM [6][7][8]

لتقدير معلمات نموذج تبديل ماركوف (MS)، اقترح الباحث Baum وزملاؤه الخوارزمية الأمامية - الخلفية والتي توسعت لتشمل نماذج متغير كامن (مخفي) تحت إطار تعظيم التوقع (EM) مثلما اقترح Dempster, Laird and Rubin عام 1977 وهي أسلوب بديل في تعظيم دالة لوغاريتم الإمكان لنماذج مع مشاهدات مفقودة أو متغيرات غير مشاهدة (مخفية)، وان خوارزمية (EM) تعد طريقة تكرارية تشتمل على خطوتي التوقع (Expectation) والتعظيم (Maximization) في التكرار k_{th} وكالاتي:

بإعطاء متجه تقدير المعلمات (λ^{k-1}) المتحصل من التكرار $(k-1)_{th}$ فان توقع المتغيرات غير المشاهدة (المخفية) قد أنجز شرطيا على توقع المتغيرات غير المشاهدة (المخفية)، ومن ثم فان دالة الإمكان سوف نعظم فيما يتعلق بمعلمات النموذج، أي أن متجه المعلمة الناتج في هذا التكرار سوف يكون λ^k ، وكل تكرار سوف يعطي قيمة أعلى لدالة الإمكان، وبالتالي مع قيم أولية اختيارية لمتجه المعلمة λ_0 فان الخطوتين أنفة الذكر سوف تتكرر حتى تصل إلى قيمة الإمكان الأعظم.



وقد اقترح (Hamilton) في عام 1990 صيغة معدلة لأسلوب EM لنماذج انحدار بدون حد الانحدار الذاتي، وأكد أن هذه الصيغة هي حصينة حتى مع قيم أولية عشوائية، ولنموذج الانحدار في المعادلة (3.11) فإن خطوة التوقع هي إيجاد الاحتمالات المرشحة أو الممهدة لمتغير تبديل ماركوف غير المشاهد (المخفي) S_t : $\Pr[S_t | \psi_t], t=1,2,\dots,T$ مع تجزئة متجه المعلمات للنموذج حيث $\lambda_2 = \{P_{00}, P_{11}, \pi_0, \pi_1\}$ و $\lambda_1 = \{\mu_0, \mu_1, \sigma^2_0, \sigma^2_1\}$ ، وجمع متجهات المعلمة في متجه واحد هو (λ) ، وحيث $Y_T = [y_1, y_2, \dots, y_T]$ و $\tilde{S}_T = [S_1, S_2, \dots, S_T]$ فإن دالة لوغاريتم الإمكان يمكن كتابتها:

$$P(Y_T | \tilde{S}_T, \lambda) = P(Y_T | \tilde{S}_T; \lambda_1) \times P(\tilde{S}_T; \lambda_2) \\ = \prod_{t=1}^T P(y_t | S_t; \lambda_1) \times \prod_{t=1}^T P(S_t | S_{t-1}; \lambda_2) \quad 3.22$$

$$\ln[P(Y_T, \tilde{S}_T; \lambda)] = \sum_{t=1}^T \ln[P(y_t | S_t; \lambda_1)] + \sum_{t=1}^T \ln[S_t | S_{t-1}; \lambda_2] \quad 3.23$$

وبما أن $\tilde{S}_T$ غير مشاهدة، من ثم يكون الأسلوب البديل هو بتعظيم دالة لوغاريتم الإمكان المتوقع الآتي:

$$Q(\lambda; Y_T, \lambda^{k-1}) = [S_T \ln[P(Y_T, \tilde{S}_T; \lambda)] P(Y_T, \tilde{S}_T; \lambda^{k-1})] \\ \int_{\tilde{S}_T} \ln[P(Y_T | \tilde{S}_T; \lambda_1) P(\tilde{S}_T; \lambda_2)] P(Y_T, \tilde{S}_T; \lambda^{k-1}) =$$

$$\ln[P(y_t | S_t = j; \lambda_1)] = -\frac{1}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(\sigma^2_j) - \frac{1}{2} \frac{(y_t - \mu_j)^2}{\sigma^2_j}$$

ومن ثم فإن شروط المعادلة (3-23) فيما يتعلق بالمعلمات μ_j, σ^2_j إذ أن $j=0,1$ معطاة كآلاتي:

$$\sum_{t=1}^T \sum_{S_t=0}^1 \frac{\partial \ln[P(y_t | S_t)]}{\partial \mu_j} P(S_t | Y_T; \lambda^{k-1}) \\ = \sum_{t=1}^T \frac{(y_t - \mu_j)}{\sigma^2_j} P(S_t = j | Y_T; \lambda^{k-1}) = 0 \quad 3.24$$

وإن المقدار $P(S_t | Y_T; \lambda^{k-1})$ يمثل الاحتمال الممهدة (Smoothed Probability)

$$\sum_{t=1}^T \sum_{S_t=0}^1 \frac{\partial \ln[P(y_t | S_t)]}{\partial \sigma^2_j} P(S_t = j | Y_T; \lambda^{k-1}) \\ \sum_{t=1}^T \left\{ -\frac{1}{2} \frac{1}{\sigma^2_j} + \frac{1}{2} \frac{(y_t - \mu_j)^2}{\sigma^4_j} \right\} P(S_t = j | Y_T; \lambda^{k-1}) = 0 \quad 3.25$$

والذي يعطي الحلول الآتية ل μ_j و σ^2_j :

$$\mu_j^{(k)} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t \cdot P(S_t = j | Y_T; \lambda^{k-1})}{\sum_{t=1}^T P(S_t = j | Y_T; \lambda^{k-1})}, \quad j = 0,1 \quad 3.26$$



استعمال أنموذج تبديل ماركوف للتحقق من الرابط بين التضخم
والتضخم غير المؤكد في العراق للفترة (1980-2010)

$$\sigma_j^{2(k)} = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \mu_j^{(k)}) (y_t - \mu_j^{(k)})' \cdot P(S_t = j | Y_T; \lambda^{k-1})}{\sum_{t=1}^T P(S_t = j | Y_T; \lambda^{k-1})}, j = 0, 1 \quad 3.27$$

$$P_{00}^{(k)} = \frac{\sum_{t=2}^T P(S_t = 0, S_{t-1} = 0 | Y_T; \lambda^{k-1})}{\sum_{t=2}^T P(S_{t-1} = 0 | Y_T; \lambda^{k-1})}, P_{01}^{(k)} = 1 - P_{00}^{(k)} \quad 3.28$$

$$P_{11}^{(k)} = \frac{\sum_{t=2}^T P(S_t = 1, S_{t-1} = 1 | Y_T; \lambda^{k-1})}{\sum_{t=2}^T P(S_{t-1} = 1 | Y_T; \lambda^{k-1})}, P_{10}^{(k)} = 1 - P_{11}^{(k)} \quad 3.29$$

$$\pi_0^{(k)} = P(S_1 = 0 | Y_T; \lambda^{k-1}) \quad 3.30a$$

$$\pi_1^{(k)} = P(S_1 = 1 | Y_T; \lambda^{k-1}) \quad 3.30b$$

ويمكن توضيح خطوات الخوارزمية كالآتي:

- الابتداء مع قيم أولية اختيارية لـ λ (وترمز λ_0) تشتمل على الأوساط الحسابية والتباينات لكلا النظامين المختلفين $(\mu_0^{(0)}, \sigma_0^{2(0)}, \mu_1^{(0)}, \sigma_1^{2(0)})$ والاحتمالات الانتقالية $(P_{00}^{(0)}, P_{11}^{(0)})$ واحتمالية الحالة الأولية $\pi_1^{(0)}, \pi_0^{(0)}$ لقيم المعلمات هذه وقيم $Y_T = \{y_1, \dots, y_T\}$ والتي تمثل مشاهدات العينة الكاملة

- يتم حساب الاحتمالات الممهدة $P(S_t = i \text{ و } P(S_t = j, S_{t+1} = i | Y_T; \lambda_0))$

$\mu_0^{(1)} | Y_T; \lambda_0$ وهذه الاحتمالات الممهدة من ثم تستخدم في المعادلة (3.26) لحساب $\mu_0^{(1)}$

كمتوسط مرجح للبيانات المشاهدة (Y) مع أوزان مناسبة للاحتمالية الممهدة أن المشاهدة في الزمن (t) جاءت من النظام 1:

$$P(S_t = 0 | Y_T; \lambda_0)$$

وبالمثل $\mu_1^{(1)}$ هي معطاة بواسطة متوسط مرجح في Y مع أوزان مناسبة لـ

$$P(S_t = 1 | Y_T; \lambda_0)$$

ومن ثم تستخدم القيم $\mu_0^{(1)}, \mu_1^{(1)}$ لاحقاً في المعادلة (3.27) للحصول $\sigma_0^{2(1)}, \sigma_1^{2(1)}$. ومن ثم يتم الحصول على $P_{00}^{(1)}, P_{11}^{(1)}, \pi_0^{(1)}, \pi_1^{(1)}$ من المعادلات (3.28)، (3.29) و (3.30)، عندها يتم الحصول على متجه كامل جديد للمعلمات λ_1 والذي سوف يستخدم لحساب مجموعة جديدة من الاحتمالات الممهدة:

$$P(S_t = j, S_{t+1} = i | Y_T; \lambda_1)$$

$$P(S_t = i | Y_T; \lambda_1).$$



وهذه سوف تستخدم في الجوانب اليمنى من المعادلات (3.26) إلى (3.30) لتوليد تقديرات محدثة للمعلمات λ_2 . هذه العملية سوف تستمر في التكرار حتى الوصول إلى نقطة التقارب أو بتعبير آخر يكون العنصر الأعظم في $|\lambda^k \lambda^{k-1} - \lambda|$ هو اقل 10^{-8} .

3-7 التنبؤ في أنموذج تبديل ماركوف [3][6]

Predicting in Markov Switching

بمعرفة تقدير المعلمات لأنموذج تبديل ماركوف والاحتمالات الممهدة المناظرة ، يمكن بناء سلسلة توقع للتضخم خطوة واحدة للأمام وكما يأتي:

$$E(y_{t+1} | Y_T; \hat{\lambda}) = \mu_0 \sum_{j=0}^1 P_{j0} \Pr[S_t = j | Y_T; \hat{\lambda}] + \mu_1 \sum_{j=0}^1 P_{j1} \Pr[S_t = j | Y_T; \hat{\lambda}] \quad 3.31$$

إذ تمثل Y_T مشاهدات العينة كاملة و $\hat{\lambda}$ يمثل تقدير معلمة الإمكان الأعظم. و تمثل $\Pr[S_t = j | Y_T; \hat{\lambda}]$ الاحتمالات الممهدة. وبحساب خطأ التوقع للتضخم:

$$e_t = y_t - (E y_{t+1} | Y_T; \hat{\lambda}) \quad 3.32$$

وبتربيع خطأ التنبؤ أو التوقع e_t^2 يتم الحصول على سلسلة زمنية للتضخم غير المؤكد، ومن ثم يمكن اختبار العلاقة المعنوية بين التضخم والتضخم غير المؤكد بالاتجاه السببي الثنائي.

4. الجانب التطبيقي

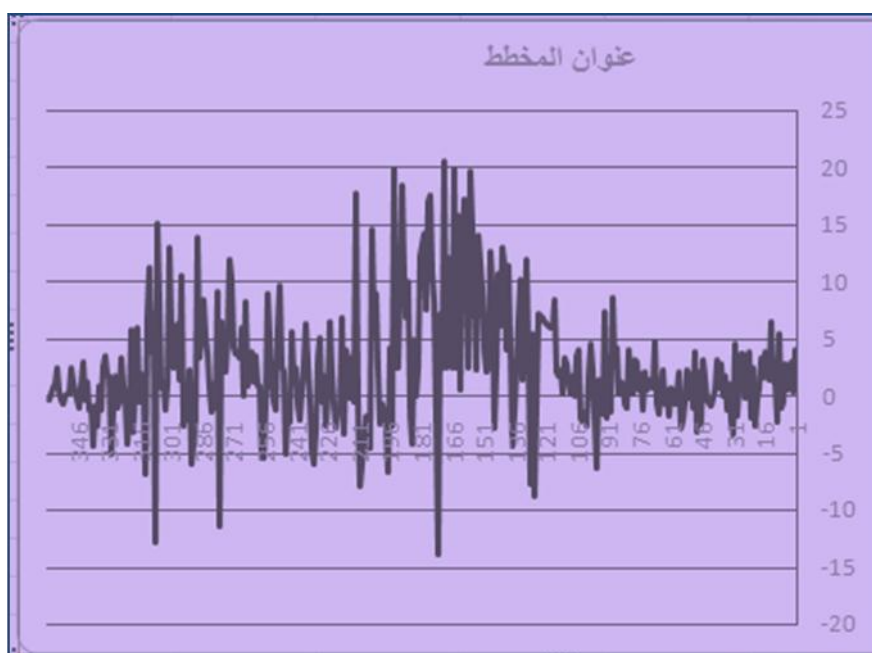
4.1 وصف البيانات

البيانات الأساسية لموضوع البحث تتألف من الأرقام القياسية لأسعار المستهلك ولسلة كاملة ومصدرها الجهاز المركزي للإحصاء التابع لوزارة التخطيط وللفترة الزمنية (1980-2010)، ومن ثم تم حساب معدل التضخم وفق الصيغة الآتية:

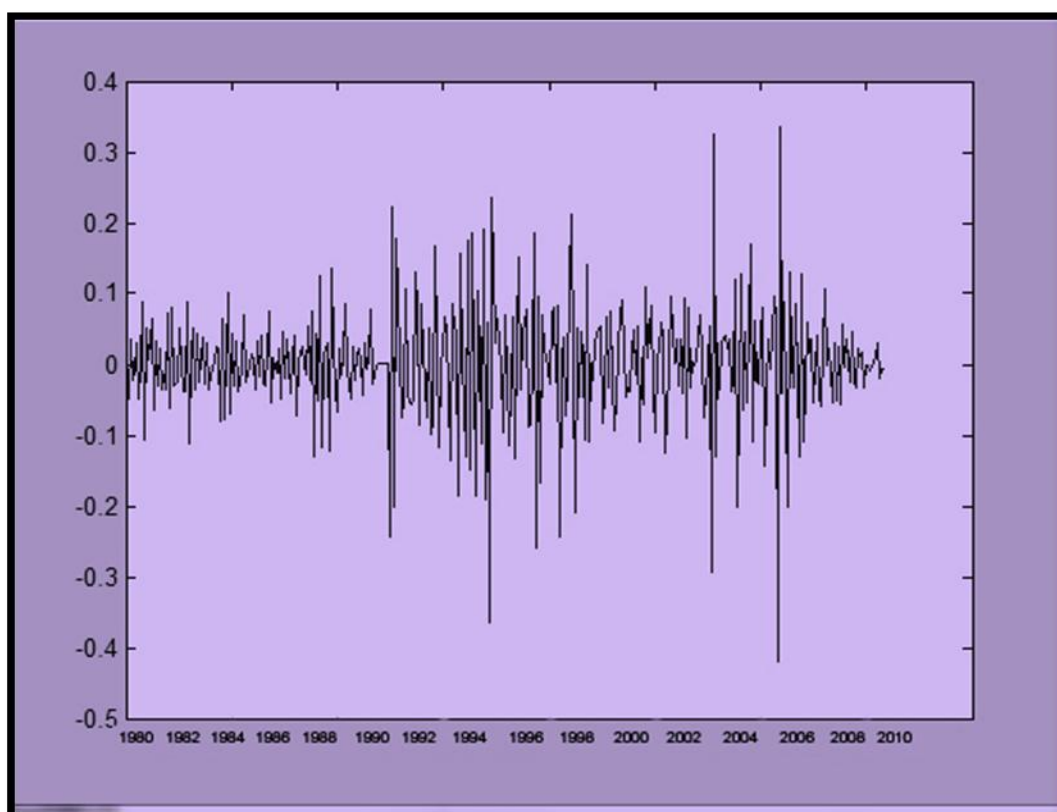
$$Y_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100, t = 1, \dots, 360 \quad 4.1$$

حيث يمثل P_t الرقم القياسي لسعر المستهلك للفترة (t). [5]

وقد تم معالجة السلسلة الزمنية من حيث عدم الاستقرار في مشاهدات السلسلة كما هو واضح من رسم السلسلة الزمنية قبل إجراء المعالجة () ومن حيث بعض القيم الشاذة حيث تم اقتطاع هذه القيم وتعويضها من خلال طريقة EM في برنامج SPSS ومن ثم اخذ اللوغاريتم الطبيعي لقيم السلسلة واخذ الفروق من الدرجة الأولى، ومن رسم السلسلة الزمنية كما في الشكل رقم (2-4) لمعدلات التضخم لهذه الفترة بعد الإجراءات المذكورة آنفاً يمكن ملاحظة مديات واسعة من التقلب (عدم الاستقرار) في مشاهدات السلسلة.



شكل رقم (4-1) يوضح سلسلة التضخم في العراق للفترة (1980-2010) قبل المعالجة.



شكل رقم (4-2) يوضح سلسلة التضخم في العراق للفترة (1980-2010) بعد المعالجة.

وباستخدام أنموذج تبديل ماركوف لحالتين مخفيتين يمكن وصف سلوك السلسلة الزمنية للتضخم في العراق.



μ_0	-0.0038
μ_1	0.0035
σ^2_0	0.0090
σ^2_1	0.0060
p_{00}	0.5059
p_{11}	0.5072
Q	-----

μ_0	-0.0038
μ_1	0.0035
σ^2_0	0.0090
σ^2_1	0.0060
p_{00}	0.5059
p_{11}	0.5072
$\ln L$	-266.1609

جدول (4-1) يبين تقديرات الإمكان الأعظم لأنموذج تبديل ماركوف.

الجدول (4-1) يوضح تقديرات الإمكان الأعظم لمعاملات الأنموذج والتي تم تقديرها باستعمال خوارزمية EM وباستعمال برنامج مكتوب بلغة MATLAB حيث تم الحصول على تقديرات المعلمات (μ_1, μ_0) من خلال المعادلة (3-26) وتقديرات المعلمات (σ^2_0, σ^2_1) من خلال المعادلة (3-27) وتقديرات عناصر المصفوفة القطرية من خلال المعادلات (3-28) (3-29) وحساب دالة الإمكان الأعظم المتزايدة Q من خلال المعادلة (3-24).

ووفقاً للقيم المختلفة للوسط الحسابي والتباين يمكن تمييز نظامين. النظام الأول يقابل نظام وسط حسابي منخفض - تباين مرتفع نسبياً والنظام الثاني يقابل نظام وسط حسابي مرتفع - تباين منخفض نسبياً.

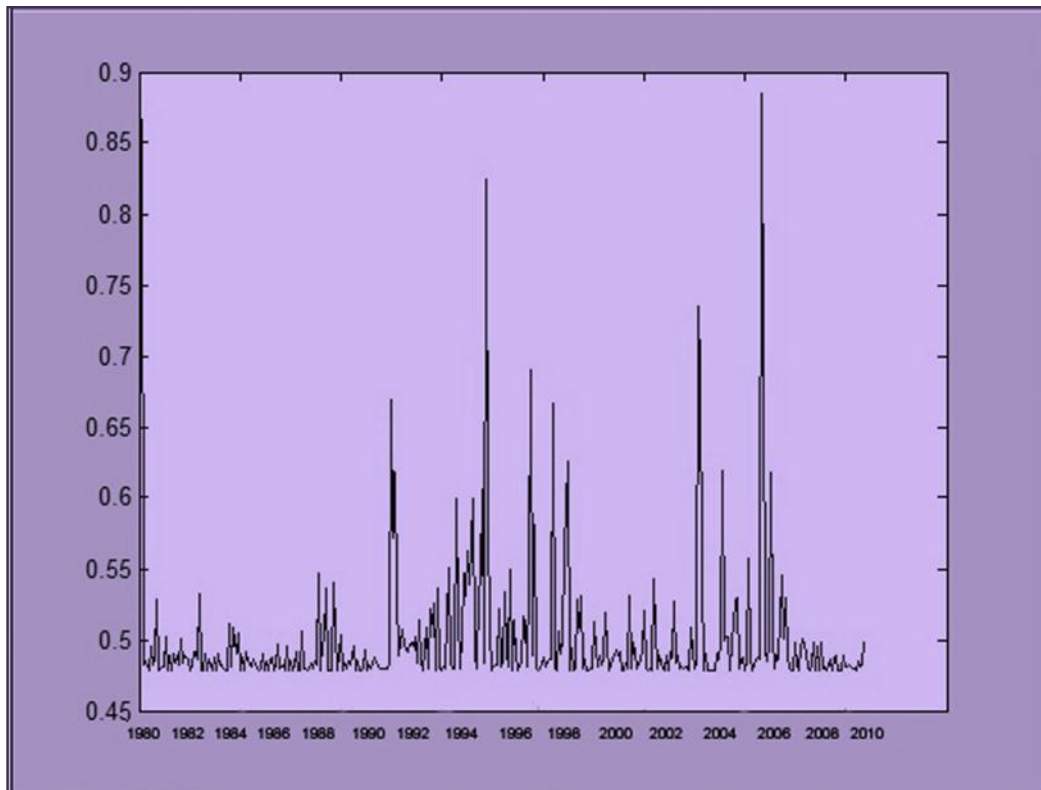
ويلاحظ أن السلسلة في النظام الأول لها وسط حسابي -0.0038 وتباين 0.0090 ، في حين في النظام الثاني الوسط الحسابي 0.0035 وتباين 0.0060 مع ملاحظة أن الوسط الحسابي للتضخم في النظام الثاني هو ضعف الوسط الحسابي في النظام الأول وأن التباين في النظام الثاني هو ثلثي التباين في النظام الأول.

إن هذه النتائج تعطي بعض الاستنتاجات بخصوص العلاقة بين مستوى وتقلب التضخم إذ يستدل من النظامين الأول والثاني على وجود علاقة عكسية بين مستوى التضخم وتقلبه (تباينه) والذي يخالف فيه فرضية (Friedman). إذ إن قيم المعلمات $(\mu_1, \sigma_0^2, \sigma_1^2, \mu_0)$ تبين أن النظام الثاني هو نظام تضخم مستقر نسبياً لان التباين (التقلبات) في مشاهداته أقل من النظام الأول بينما النظام الأول يمكن عده نظاماً غير مستقر نسبياً على الرغم من أن الوسط الحسابي لهذا النظام هو اصغر من النظام الثاني لكن التباين (التقلبات) في مشاهداته أكبر من النظام الثاني.

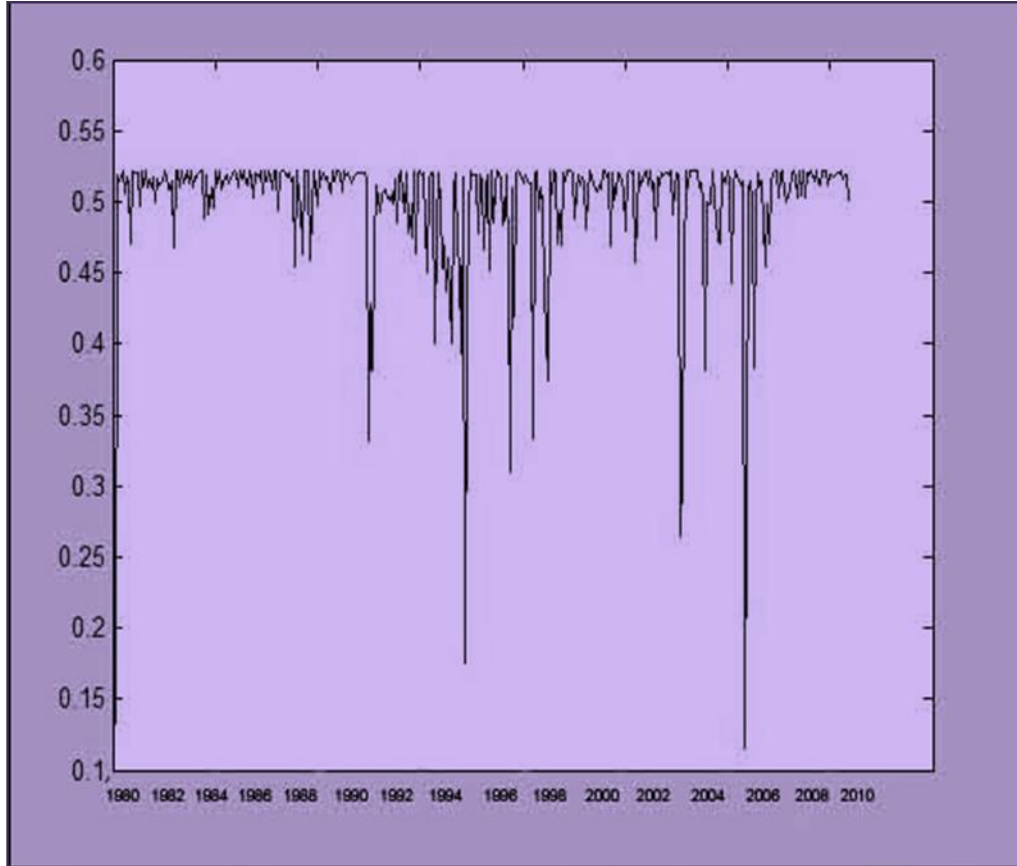
كذلك يمكن الإشارة إلى أن تقديرات الاحتمالات الانتقالية $(p_{00}=0.5059)$ و $(p_{11}=0.5072)$ تشير إلى ثبات (استمرارية) النظامين وتقاربهما مع فارق طفيف بالنسبة للنظام الثاني، واحتمالية أن نظام التضخم الأول سوف يكون متبوعاً بنفس النظام أي معدل استمرار كل نظام هو شهرين ونفس الأمر ينطبق على النظام الثاني.

أما الأشكال (3-2) و (3-3) فتشير إلى الاحتمالات الممهدة والتي يلاحظ منها أن نظام التضخم غير المستقر هو الأكثر ثباتاً نسبياً، كونه يستمر لفترات زمنية أطول نسبياً.

كذلك تبين الأشكال إلى أنه بين عامي 1980 و 1990 أن السلسلة تتناوب بين النظامين الأول والثاني مع ثبات نسبي أكبر بالنسبة للنظام الثاني في بعض الفترات 0 اما للمدة بين 1991 و 1995 السلسلة تبين وجود تناوب بين النظامين مع ثبات نسبي أكبر بالنسبة للنظام الأول، بينما للمدة بين 1996 و 2003 توضح السلسلة أن النظام الثاني هو الأكثر ثباتاً نسبياً.



شكل (3-4): يشير إلى حساب الاحتمالية الممهدة للنظام الأول



شكل (4-4): يشير إلى حساب الاحتمالية الممهدة للنظام الثاني

4.2 تأثير التضخم على التضخم غير المؤكد

لاختبار تأثير مستوى التضخم لفترة واحدة على التباين في التضخم غير المتوقع في الفترة القادمة يتم تقدير دالة الانحدار الآتية:

$$e^2_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

إذ يمثل Y_t معدل التضخم في الزمن t . ويتم اختبار الفرضية في حالة وجود تأثير معنوي لمستوى التضخم على التضخم غير المؤكد:

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

ومن تقدير OLS لدالة الانحدار أوضحت النتائج أن قيمة β_1 مساوية إلى (-0.0150) مع خطأ معياري مساوي إلى (0.1316) . ووفقا لقيمة توزيع F (1.9993) المحتسبة ومقارنتها مع القيمة الجدولية وقيمة P (P-VALUE) (0.1582) فإن β_1 هي غير معنوية لذا تقبل فرضية العدم ولمستوى معنوية (0.05). ويستنتج من ذلك إن أي زيادة في مستوى التضخم لا يزيد في مستوى التضخم غير المؤكد.



4-3 تأثير التضخم غير المؤكد على التضخم

كذلك يمكن التحقق فيما إذا كان التضخم غير المؤكد يزيد التضخم، وللقيام بهذا يتم تقدير دالة الاتحاد الآتية:

$$y_t = \varphi_0 + \varphi_1 e^2_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث y_t يشير إلى معدل التضخم المشاهد في الزمن t و e^2_t يمثل مربع خطأ التوقع لأنموذج تبديل ماركوف. ويتم اختبار فرضية وجود تأثير معنوي للتضخم غير المؤكد على التضخم وفق صيغة الاختبار الآتية:

$$H_0: \varphi_1 = 0$$

$$H_1: \varphi_1 \neq 0$$

وقد تم تقدير φ_1 المتحصلة من تقديرات OLS للبيانات هي مساوية إلى (0.9736) بخطأ معياري مساوي إلى (0.0854) ووفقاً لقيمة توزيع F (14.2686) المحتسبة ومقارنتها مع القيمة الجدولية وقيمة P (0.0030) (P-VALUE) فإن φ_1 هي معنوية لذا يتم رفض فرضية العدم ومستوى معنوية (0.05) أي أن التضخم غير المؤكد يرفع أو يزيد من مستوى التضخم 0

5- الاستنتاجات

من خلال ما تم عرضه من نتائج في هذا البحث و باستخدام أنموذج تبديل ماركوف وحالتين (two-state Markov switching model) للتحقق من الرابط بين مستوى التضخم العراقي وكونه غير مؤكد. فقد تم قياس التضخم غير المؤكد على أنه التباين للتضخم غير المتوقع والمقاس بواسطة تربيع خطأ التوقع ولخطوة واحدة للأمام لنموذج تبديل ماركوف لحالتين. وقد وجد من خلال النتائج هناك تأثير للتضخم غير المؤكد على معدل التضخم ولكن لا تأثير لمعدل التضخم على التضخم غير المؤكد. ومن الجدير بالإشارة إن نتائج البحث خالفت فرضية

Friedman نسبة للارتباط الايجابي بين التضخم وكونه غير مؤكد وبالمقابل فإنها تدعم فرضية (Cukierman and Meltzer) في تأثير التضخم على التضخم غير المؤكد، ولذا يمكن القول إن السياسة النقدية المتبعة في العراق هي سياسة غير مستقرة وربما يكون غياب التنسيق بين أطراف السلطة النقدية هو السبب في عدم السيطرة على معدلات التضخم.



المصادر

1. الخزرجي، ثريا عبد الرحيم (2007) "تقييم أداء السياسة النقدية في العراق وأثرها في التضخم دراسة تحليلية للمدة من (1980-2003)" مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية / جامعة بغداد العدد 48 .
2. الصوفي، رنا بشار (2005) "سلاسل ماركوف المخفية في تمييز حروف العلة" رسالة ماجستير مقدمة إلى كلية علوم الحاسبات والرياضيات / جامعة الموصل.
3. Achour, Maha and Trabelsi, Abdel wahed (2010) "Markov Switching and State Space Approach for Investigating the Link between Egyptian Inflation Level and Uncertainty" Institute Superior digestion de Tunis, Vol. 6, No. 3, pp 1-16.
4. Asghar, Anum , Ahmad, Khalil , Ullah, Sami , Zaman, uz. Bedi and Rashid, Muhammad.T. (2011) "The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty: A case Study for Saarc Region Countries "International Research of Finance and Economics, Issue 66, Euro Journals Publishing. Inc.
5. Bhar, R and Hamori,S (2004) "Hidden Markov Models Applications To Financial Economics" Kluwer Academic Publishers , Vol. 40
6. Hamilton, James D. (1990)"Analysis of Time Series Subject To Changes In Regime". Journal of Econometrics, Vol.45, PP 39-70.
7. Hamilton, James D.(1994) "Time Series Analysis "Prinston University Press, Prinston, New Jersey.
8. Kim, Chang-Jin and Nelson, Charles R. (1999) "State-Space Models With Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications "The MIT Press Cambridge, Massachusetts. London, England, Massachusetts Institute of Technology,1999 .
9. Paliouras, Demetrious V. (2007)"Comparing Regime Switching Models In Time Series, Logistic Mixtures Vs Markov Switching "A Thesis ©Copyright by Demetrious V.Paliouras Unpublished 2007.
- 10.Stamp, Mark.(2011) "A Revealing Introduction To Hidden Markov Models" Paper,San Jose State University.
- 11.Xuan, Tang (2004) "Autoregressive Hidden Markov Model with Application In Alnino Study" Thesis Submitted To The College of Graduate Studies and Research, University of Saskatchewan, Unpublished.
12. Yariv, Ephraim, and Neri, Merhav (2002) "Hidden Markov Process" Vol.48,No.6,PP 1518-1572.
- 13.Yin, Pei (2007) "Volatility Estimated and Price Prediction Using A Hidden Markov Model With Empirical Study " A Thesis Submitted To The Dean of The Graduate School.



"Using Markov Switching Model to Investigate the Link between the Inflation and Uncertain Inflation in Iraq for the periods 1980-2010"

Abstract

In this paper we use the Markov Switching model to investigate the link between the level of Iraqi inflation and its uncertainty; forth period 1980-2010 we measure inflation uncertainty as the variance of unanticipated inflation. The results ensure there are a negative effect of inflation level on inflation uncertainty and all so there are a positive effect of inflation uncertainty on inflation level.

Keywords:- Markov Switching, Hidden Markov Model (HMM), Filtered probabilities, Smoothed Probabilities, EM, Inflation, Uncertain inflation