جدوى استخدام فجوة الناتج كمتغير استرشادي للسياسة النقدية في الاقتصاد المصري

تطبيق منهجية (Toda-Yamamoto)

د. إبراهيم محمد علي(*)

أولاً- مقدمة:

يعد تحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار أحد أهم أولويات السياسة النقدية. وينطوي النجاح في تحقيق هذا الهدف على تحديد أهم العوامل التي تؤثر على معدل التضخم. ويتعين على صانع القرار تحديد أهم المتغيرات التي يمكن أن تسهم بشكل حاسم في تفسير التغير الذي يحدث في معدل التضخم. وفي هذا السياق يمكن أن يكتسب مفهوم الناتج الممكن Potential Output بما يثيره من قضايا تتعلق بأهميته وبكيفية تقديره، أهمية كبرى تتطلب تحديد مدى مساهمته كمتغير مهم يكون من غير المناسب عدم الاسترشاد به، أو عدم تتبُّع تأثير تغيره على معدل التضخم عند صياغة السياسة النقدية في الاقتصاد المصري.

1- المشكلة البحثية:

تسعى هذه الدراسة إلى تحديد إلى أي مدى يمكن أن يلعب مفهوم الناتج الممكن دورًا مهمًّا كأداة استرشادية يمكن الاعتماد عليها في مرحلة صياغة السياسة النقدية لمساعدتها في التأثير على معدلات التضخم.

(*) مدرس، قسم الاقتصاد - أكاديمية السادات للعلوم الإدارية، جمهورية مصر العربية.

إن المشكلة الأساسية التي يثيرها مفهوم الناتج الممكن - إضافة إلى كيفية تقديره - تتمثل في كيفية تحديد مقدار انحراف قيمة الناتج الفعلي Actual Output عنه. وهو ما يعرف بفجوة الناتج Output Gap. فهل لهذه الفجوة تأثير على معدل التضخم؟ وما هو اتجاه هذا التأثير إذا ثبت من تحليل البيانات وجوده من الأساس؟ وفي كل الحالات كيف يمكن الإفادة من علاقة فجوة الناتج بمعدل التضخم أيًا كانت طبيعتها، في مساعدة صانع السياسة النقدية في تحقيق أهم أهدافها المتمثل في ضمان تحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار؟ وتشكل تلك التساؤلات مجتمعة المشكلة البحثية التي تسعى هذه الدراسة إلى تحليلها.

2- الهدف من الدراسة:

تستهدف الدراسة تحقيق الهدفين التاليين:

- تحديد مدى وجود علاقة سببية بين كل من فجوة الناتج Output Gap، ومعدل التضخم في الاقتصاد المصري.
- تحديد أهمية الدور الذي يمكن أن يمارسه الناتج الممكن Potential Output بوصفه أحد المتغيرات الاقتصادية في مساعدة السياسة النقدية في تحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار في الاقتصاد المصري.

3- فروض الدراسة:

تختبر الدراسة الفرضين التاليين:

- توجد علاقة توازية طويلة الأجل بين كل من فجوة الناتج ومعدل التضخم في الاقتصاد المصري.

- تمثل فجوة الناتج أحد المتغيرات المهمة التي يجب الاسترشاد بقيمتها واتجاهها عند صياغة السياسة النقدية للتأثير على التضخم في الاقتصاد المصري.

4- منهجية الدراسة:

تطبق الدراسة منهجية Toda-Yamamoto (TY)[1] في دراسة العلاقة السببية في ما بين المتغيرات المختلفة. والتي تتميز بعدة مميزات - سيتم ذكرها تباعًا - تميزها عن المنهجيات التقليدية الموظفة في هذا الصدد، مثل دراسات «إنجلر وجرانجر» Engle & Granger[2]، و «جوهانسن» Johansen[3]، أو حتى المنهجيات الجديدة في دراسة التكامل المشترك مثل النماذج التي تختبر العلاقة السببية من خلال تطبيق نموذج الإبطاء الموزع للانحدار الذاتي Autoregressive Distributed Lag (ARDL) والتي قدمتها دراسات مثل دراسات «بيزاران» Pesaran[4]، و«بيزاران وشن» Pesaran and Shin[5]، وكذلك Pesaran وآخرون[6].

5- حدود الدراسة وأقسامها:

تتعلق الدراسة بالاقتصاد المصري، وتدرس العلاقة بين كل من معدل التضخم وفجوة الناتج، التي تعني مقدار انحراف الناتج الفعلي عن الناتج الممكن. وتغطي الدراسة الفترة الزمنية الممتدة من عام 1965 حتى عام 2015.

وتنقسم الدراسة إلى عدة أقسام، يتناول القسم الثاني منها عرضًا للإطار النظري الذي يحدد طبيعة العلاقة بين فجوة الناتج من ناحية، وبين التضخم من ناحية أخرى، وهو ما يمثل الموضوع الرئيس لهذه الدراسة. بينما يختص القسم الثالث بعرض المنهجيات المختلفة لدراسة التكامل المشترك والسببية في ما بين المتغيرات المختلفة، وذلك كتمهيد يسبق شرح المنهجية التي ستعتمد عليها الدراسة الحالية. حيث يتم في هذا القسم أيضًا عرض المنهجية التقليدية،

وكذلك منهجيـة (ARDL)، وينتهي بشرح منهجيـة (TY) التي ستعتمد عليهـا الدراسة في تحديد إلى أي مدى يجب الاسترشاد بحجم فجوة الناتج واتجاهها عند صـ اغة السياسة النقدية. ويتم في هذا القسم أيضًا تحديد أهم ما يميز منهجية (TY) عن غيرها عنـد تحليـل العـلاقات السببية والتكامل المشـترك في ما بين المتغيرات الاقتصادية.

تتحول الدراسة بعد ذلك إلى الجانب التطبيقي في ما يخص الاقتصاد المصري، حيث يختص القسم الرابع بتتبع تطور كل من التضخم والناتج المحلي الإجمالي في مصر خلال فـترة الدراسـة، بالإضـافة إلى تقـدير قيمة الناتج الممكن تمهيدًا لتقدير فجوة الناتج وفقًا لطريقة «هودرك - بريسكوت» Hodrick-Prescott (HP) Decomposition[7].

أما القسم الخامس فيختص بصياغة المعادلات الرئيسة وعرض الخطوات العملية في تطبيق منهجية (TY) لدراسة العلاقة بين كل من فجوة الناتج ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة المحددة. وتنتهي الدراسة في القسم السادس بعرض مختصر لأهم نتائجها وانعكاساتها على مستوى السياسة النقدية في الاقتصاد المصري.

ثانيًا - العلاقة بين فجوة الناتج والتضخم:

يعد تحليل أثر فجوة الناتج على معدل التضخم امتدادًا للأدبيات الاقتصادية التي أنتجت واختبرت وطورت ما يعرف بفَرْضية «منحنى فيلبس» Phillips Curve. والتي أشارت في صيغتها الأولى إلى وجود علاقة عكسية بين التضخم في الأجور الاسمية، ومعدل البطالة. أي إن تخفيض معدل التضخم سيكون على حساب حدوث ارتفاع في معدل البطالة، بما يعني أن ميل منحنى فيليبس أقل من الصفر. وبالتالي يمكن تحديد مقدار التضحية المتمثلة في

زيادة معدل البطالة إذا استهدفت السياسة النقدية تخفيض معدل التضخم (في الأجور الاسمية) بمقدار 1٪[8].

وقد تطور التحليل ليشمل التغير في المستوى العام للأسعار ولا يقتصر فقط على التغير في الأجور الاسمية، كما ظهر ما يعرف بـ«معدل البطالة الطبيعي Natural Unemployment» الذي يمثل انحرافُ المعدل الفعلي للبطالة عنه دليلًا على توقع حدوث تغير في المستوى العام للأسعار.

ويشير معدل البطالة الطبيعي إلى ذلك المعدل الذي إذا ساد في الاقتصاد، يصبح التغير في معدل التضخم مساويًا للصفر. وهو بذلك يتوافق مع مفهوم الـ NAIRU. أي Nonaccelerating Inflation Rate of Unemployment. فإذا كان معدل البطالة الفعلي السائد في الاقتصاد أكبر من الـ NAIRU فإن ذلك يضع ضغوطًا انكماشية على الاقتصاد الكلي. أما إذا كان المعدل الفعلي للبطالة السائد في الاقتصاد أقل منه فإن الاقتصاد سيعاني من ضغوط تضخمية[9]. ومن ثم فإن الاستقرار السعري (أي عدم تغير معدل التضخم) سيتحقق فقط - وفقًا لهذه النظرية - إذا تساوي معدل البطالة الفعلي السائد في الاقتصاد مع مستوى الـ NAIRU.

إن افتراض صحة النظرية السابقة يعني أن ضمان تحقيق الاستقرار السعري يتوقف على أن تظل الفجوة بين معدلي البطالة الفعلي والطبيعي مساوية للصفر. وهذا بدوره يتطلب التحديد الدقيق لقيمة معدل البطالة الطبيعي لمقارنته بالفعلي، ومن ثم احتساب الفجوة في ما بينهما إن وجدت، تمهيدًا لمعرفة تأثيرها على معدل التضخم، وطالما أن هذا المعدل هو الذي يضمن عدم حدوث تغير في معدل التضخم، إذًا يمكن الحصول عليه من خلال الصيغة التالية:

$$\Delta\pi_t = a_0 + a_1(U_{t-1} - U^*) \quad \ldots\ldots(1)$$

حيث تعرف الرموز على النحو التالي:

$\Delta\pi_t$: التغير في معدل التضخم.

U_{t-1} : معدل البطالة الفعلي في العام t-1.

U^* : معدل البطالة الطبيعي.

ولكي يتم تحديد المعدل الطبيعي للبطالة U^* يتم أولًا تقدير المعادلة السابقة بدون إدراج هذا المتغير على النحو التالي:

$$\Delta\pi_t = b_0 + b_1 U_{t-1} \quad \ldots\ldots(2)$$

وبجعل $\Delta\pi_t$ مساوية للصفر، تصبح قيمة معدل البطالة الطبيعي على النحو التالي:

$$U^* = -b_0/b_1 \quad \ldots\ldots(3)$$

يتم بعد ذلك التعويض عن قيمة هذا المعدل في المعادلة رقم (1) لإجراء الانحدار بعد أن تم تحديد قيم جميع متغيراتها. وقد أثار مفهوم المعدل الطبيعي للبطالة عدة صعوبات حول معناه ومضمونه الاقتصادي، وحول كيفية تقديره. وانعكس ذلك في حدوث تباين في تحديد تأثيره على معدل التضخم. مما جعل من العلاقة بين معدل البطالة الطبيعي والتضخم علاقة غير محسومة، نظرًا لتباين نتائج العديد من الدراسات التجريبية التي تمت في هذا الصدد[10].

وتجنبًا لهذه المشكلات قد يكون من المفيد أن تتم الاستعاضة عن الاسترشاد بمعدل البطالة الطبيعي بمؤشر آخر هو معدل النمو الممكن في الناتج المحلي الإجمالي Potential Growth ومقارنته بمعدل النمو الفعلي Actual Growth. وبدلًا من أن يصبح التغير في معدل التضخم دالة في انحراف معدل البطالة

الفعلي عن المعدل الطبيعي، سيكون دالة في الفجوة بين معدل النمو الفعلي ومعدل النمو الممكن[11]. ويمكن إيضاح ذلك على النحو التالي وفقًا للمعادلة التالية:

$$\Delta\pi_t = c_0 + c_1(y_{t-1} - y^*) \quad \ldots\ldots(4)$$

حيث يمثل y_{t-1} معدل النمو الفعلي في الناتج المحلي الإجمالي في الفترة t-1، أما y^* فيمثل معدل النمو الممكن في الناتج المحلي الإجمالي. وطالما أن هناك تساويًا بين المعدلين الفعلي والممكن للناتج المحلي الإجمالي، فإن معدل التضخم يظل مستقرًا. وسيرتفع معدل التضخم وفقًا للمعادلة السابقة عندما يتجاوز معدل النمو الفعلي معدل النمو الممكن[12].

وإذا أثبتت البيانات صحة وجوهرية العلاقات التي تعبر عنها المعادلة رقم (4)، فإن صانع السياسة النقدية عليه أن يحدد مقدار الفجوة في ما بين المعدلين، الفعلي والممكن، لاتخاذ الإجراءات المناسبة لضمان استقرار معدل التضخم عند المستوى المطلوب. ووفقًا لذلك قد يواجه الاقتصاد إحدى الحالات الثلاث التالية:

الحالة الأولى: أن يكون الناتج الفعلي أكبر من الناتج الممكن: وفي هذه الحالة سيعاني الاقتصاد من ضغوط تضخمية تتطلب أن تتخذ السياسة النقدية إجراءات تقلل معدل التضخم. وغالبًا ما تستهدف هذه الإجراءات تقليل الطلب الكلي، من خلال سحب جزء من المعروض النقدي برفع سعر الفائدة، وغير ذلك.

الحالة الثانية: أن يكون الناتج الفعلي أقل من الناتج الممكن: ويعاني الاقتصاد في هذه الحالة من ضغوط انكماشية تؤدي إلى اتجاه الاقتصاد نحو الركود، حيث يقل الطلب الكلي على السلع والخدمات. وتتحول السياسة النقدية

في هذه الحالة إلى الاتجاه التوسعي، حيث تقلل من أسعار الفائدة بما يسمح بزيادة السيولة لدى الأفراد، وهو ما يؤدي إلى زيادة الطلب الكلي ليتوازن مع العرض الكلي فيتحقق الاستقرار في المستوى العام للأسعار.

الحالة الثالثة: أن يتساوى الناتج الفعلي مع الناتج الممكن: ولا يعاني الاقتصاد في هذه الحالة من ضغوط تضخمية، أو ضغوط انكماشية، بل يستقر المستوى العام للأسعار، وسيكون دور السياسة النقدية في هذه الحالة هو المحافظة على هذه الحالة من التوازن الكلي، مع اتخاذ إجراءات تمكن الاقتصاد ككل من النمو مع المحافظة على التوازن بين كل من الطلب والعرض الكليين.

وفي كل الحالات السابقة يجب أن يكون هناك تقدير دقيق لقيمة الناتج الممكن، حتى يتم مقارنته مع قيمة الناتج الفعلي، وبالتالي تحديد الحالة التي تسود الحالة الاقتصاد الكلي.

ثالثًا- المنهجية:

تعتمد الدراسة الحالية على اتباع منهجية Toda-Yamamoto، والتي سيرمز لها اختصارًا (TY)، في اختبار العلاقة السببية بين كل من معدل التضخم، وفجوة الناتج وتختلف منهجية (TY) عن المنهجية التقليدية في دراسة التكامل المشترك عند كل من «إنجل و جرانجر» Engle & Granger[13]، أو «جوهانسن و جيسليس» Johansen & Juselius[14]، أو «جوهانسن» Johansen[15]، في إمكانية إجراء تطبيق نموذج الانحدار الذاتي الاتجاهي Vector Autoregression لاختبار العلاقة السببية، بغض النظر عن درجة تكامل كل متغير، وبغض النظر أيضًا عن وجود تكامل مشترك في ما بين المتغيرات[16].

ولا يشترط لتطبيق منهجية (TY) أن تكون كل السلاسل الزمنية للمتغيرات الداخلة في النموذج متكاملة من الدرجة نفسها، وهو الأمر الذي يعد شرطًا ضروريًا لإجراء اختبار Johansen للتكامل المشترك. كما أن منهجية (TY) لا تلتزم مثل منهجية ARDL بألا تزيد درجة التكامل لأية سلسلة من السلاسل الزمنية لأي متغير في النموذج عن الدرجة الأولى I(1). بل يمكن تطبيقها إذا تجاوزت درجة التكامل للسلاسل الزمنية لأكثر من ذلك. ويمكن إيضاح الفروق التي تميز منهجية (TY) عن المنهجية التقليدية في اختبار السببية على النحو التالي:

1- المنهجية التقليدية لدراسة السببية:

في ظل نظام الانحدار الذاتي الاتجاهي VAR يمكن دراسة العلاقة السببية في ما بين متغيرين وفقًا لمنهجية «جرانجر» Granger عن طريق تقدير معاملات المعادلتين التاليتين[17]:

$$X_t = \sum_{1=1}^{k} \emptyset_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i Y_{t-i} + \epsilon_{1t} \dots\dots\dots\dots\dots\dots (5)$$

$$Y_t = \sum_{1=1}^{k} \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i Y_{t-i} + \epsilon_{2t} \dots\dots\dots\dots\dots\dots (6)$$

حيث X_t، و Y_t يمثلان المتغيرين المراد اختبار مدى وجود علاقة سببية في ما بينهما، ويشير كل من ϵ_{1t}، و ϵ_{2t} إلى حدَّي الخطأ المفترض استقلالهما عن بعضهما البعض، وأنهما يتوزعان توزيعًا طبيعيًا، ولا يعاني أي منهما من عدم ثبات تباينهما. أما **k** فتمثل عدد فترات الإبطاء المثلى لكل متغير. في حين يمثل كل من $\emptyset_i$، γ_i، β_i، δ_i معاملات النموذج التي يجب تقديرها.

ووفقًا للمعادلتين (5) تتسبب Y في حدوث X، إذا كانت المعلومات السابقة عن قيم Y في الفترة t-i ، فيمكن أن تفيد في التنبؤ بقيم X في الفترة t. وهذا يتطلب أن تكون المعاملات γ_i، حيث I = 1,2,...k جوهرية ولا تساوي صفرًا. وفي هذه الحالة فإن هناك علاقة سببية من اتجاه واحد Unidirectional، حيث تتسبب Y في حدوث X.

أما المعادلة (6) فتختبر ما إذا كانت قيم X في الفترات t-i يمكن الاعتماد عليها في تفسير قيم Y في الفترة t. وتتحقق السببية في هذه الحالة عندما تكون قيم المعاملات β_i ، حيث I = 1,2,...k جوهرية ولا تساوي صفرًا. وتكون هناك علاقة سببية من اتجاهين إذا كانت المعاملات γ_i، و β_i جوهرية وتختلف عن الصفر.

ولكي يتم استبعاد الوقوع في مشكلة الانحدار الزائف Spurious Regression يجب أن تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات مستقره أي متكاملة من الدرجة صفر أي I(0). غير أنه من الصعب توافر هذا الشرط في معظم السلاسل الزمنية التي تعبر عن المتغيرات الاقتصادية. ومن ثم فقد اقترحت دراسات عدة منها دراسة Engle & Granger عام 1987 إجراء الانحدار في ظل عدم استقرار السلاسل الزمنية بشرط وجود تكامل مشترك Cointegration في ما بينها[18]. وبالتالي يمكن رصد العلاقة التوازنية في الأجل الطويل، والتي تعني ضمنيًا أن تلك المتغيرات تتحرك في الأجل الطويل نحو الوصول إلى مستوى توازني في ما بينها. ومن ثم فإن هناك تكاملًا مشتركًا في ما بين تلك المتغيرات. وهذا الأمر يترتب عليه أيضًا دراسة سلوك تلك المتغيرات في الأجل القصير عن طريق تطبيق نموذج تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM) لمعرفة قدرة المتغيرات على التكيف في الأجل القصير وسرعة الاتجاه نحو التوازن في الأجل الطويل.

ويشترط لإجراء ذلك وفقًا لـ Johansen أن يكون تكامل جميع السلاسل الزمنية من الدرجة نفسها، والتي غالبًا ما تكون متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، فإذا اختلفت درجة التكامل من سلسله إلى أخرى يصعب إجراء اختبار التكامل المشترك في ما بين المتغيرات، وفي هذه الحالة يتم دراسة سلوك النموذج فقط في الأجل القصير عن طريق تطبيق نموذج الانحدار الذاتي الاتجاهي غير المقيد Unrestricted Vector Autoregression (UVAR)[19].

2- منهجية الإبطاء الموزع للانحدار الذاتي ARDL:

يمكن دراسة العلاقة التوازنية طويلة الأجل التي قد تنشأ في ما بين عدد من المتغيرات التي تختلف في درجة تكاملها وفقًا لدراسة «بيزران» Peasaran، عام 1997، وذلك عن طريق تطبيق نموذج الإبطاء الموزع للانحدار الذاتي ARDL، وذلك على خلاف النماذج الأخرى التي تشترط تساوي درجة التكامل في ما بين السلاسل الزمنية المختلفة حتى يمكن تطبيق اختبار التكامل المشترك[20]. ولا يقتصر الأمر على ذلك فقط، بل يتميز نموذج ARDL باقتصاره على معادلة واحدة تعطي معلومات عن العلاقة بين المتغيرات، سواء في الأجل القصير، أم في الأجل الطويل. إضافة إلى أنه أكثر ملاءمة للسلاسل الزمنية صغيرة الحجم بالمقارنة بالأساليب الأخرى لتقدير التكامل المشترك[21]. غير أن تطبيق نموذج ARDL يتطلب ألا تزيد درجة تكامل السلاسل الزمنية لكل متغير عن الدرجة الأولى I(1). فطالما كانت المتغيرات متكاملة من الدرجة I(0) أو I(1) يظل تطبيق هذا النموذج ممكنًا. فهناك حد أقصى لدرجة التكامل لا يجوز تجاوزه حتى يمكن استخدام نموذج ARDL لاختبار التكامل المشترك. أما السلاسل الزمنية للمتغيرات التي تتكامل من الدرجة الثانية I(2) فهي خارج حدود تطبيق هذا النموذج، ولعل هذا هو سبب تسمية نموذج ARDL بـ«اختبار الحدود Bounds Test».

3- منهجية Toda-Yamamoto:

قدم كل Toda & Yamamoto عام 1995 منهجية مختلفة لدراسة العلاقة السببية بين المتغيرات، في إطار نموذج موسع للانحدار الذاتي الاتجاهي Augmented Vector Autoregression. والذي يُسمح من خلاله بالإبقاء على فاعلية اختبار Wald Test بما يمكنه من اختبار المعنوية المشتركة لمعاملات النموذج، والحكم بدقة على مدى وجود علاقة سببية بين المتغيرات من عدمه.

تعتمد الفكرة الأساسية لمنهجية (TY) على توسعة نموذج الانحدار الذاتي الاتجاهي من خلال الإضافة إلى فترات الإبطاء المثلى، عدد من فترات الإبطاء هو **d** ويعادل أقصى درجة تتطلبها أي سلسلة من السلاسل الزمنية لكي تصبح مستقرة أي متكاملة. فإذا كان عدد فترات الإبطاء المثلى يعادل **k**، وكانت مستويات تكامل السلسلتين **X**، و**Y** على النحو التالي:

$$X \sim I(0)$$

$$Y \sim I(1)$$

فإن **d** في هذه الحالة ستعادل 1، وبالتالي يتم إضافة فترة إبطاء واحده لكل متغير على حدة، لتصبح فترات الإبطاء الكلية $k + d_{max}$، حيث يمثل $d_{max} = 1$ أقصى درجة للتكامل تحصل عليها أية سلسلة.

وبالتالي يمكن إعادة صياغة المعادلتين (5)، و(6) وفقًا لمنهجية (TY)، على النحو التالي:

$$p_t = a + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} p_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+dmax} \alpha_{2i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \theta_{1i} G_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+dmax} \theta_{2i} G_{t-i} + e_{1t} \quad \ldots (7)$$

$$G_t = b + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{3i} p_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+dmax} \alpha_{4i} p_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \theta_{3i} G_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+dmax} \theta_{4i} G_{t-i} + e_{2t} \ldots (8)$$

وتعرف رموز المعادلتين (7)، و(8) على النحو التالي:

p_t: يمثل التغير في الرقم القياسي لمؤشر أسعار المستهلكين Consumer (CPI) Price Index كمقياس للتضخم خلال الفترة t.

تعبر المعلمات: α_{1i}، α_{2i}، α_{3i}، α_{4i}، θ_{1i}، θ_{2i}، θ_{3i}، θ_{4i} عن طبيعة العلاقة بين كل من معدل التضخم، وفجوة الناتج. ويلحظ أنه وفقًا لـ نموذج (TY) فإن قيمة كل من معاملات فترات الإبطاء المضافة يفترض أنها تساوي صفرًا.

أما e_{1t}، e_{2t} فيمثلان حدّي الخطأ، ويخضعان للخصائص المذكورة نفسها الخاصة بحدّي الخطأ في المعادلتين (5)، و(6).

وتمثل G_t فجوة الناتج، وهي تقيس انحراف الناتج الفعلي Actual عن الناتج الممكن Potential كنسبة من الناتج الممكن. أي إن: $G_t = Y_t - Y_{Nt}$، حيث Y_{Nt} عبارة عن الناتج الممكن في الفترة t، أما Y_t فتمثل الناتج الفعلي.

ويتم تقدير قيمة الناتج الممكن وفقًا لمرشح Hodrick-Prescott (HP)، والتي اتبعت في دراسات متعددة، منها - على سبيل المثال - دراسة «أتكسون وأوهانيان» Atkeson& Ohanian[22].

ووفقًا لـ (TY) يشير فرض العدم H_0 إلى عدم وجود علاقة سببية بين p ، G. ويمثل عدم القدرة على رفض فرض العدم قبول الفرض البديل بوجود علاقة سببية في ما بين المتغيرين.

رابعًا- التضخم وفجوة الناتج في مصر:

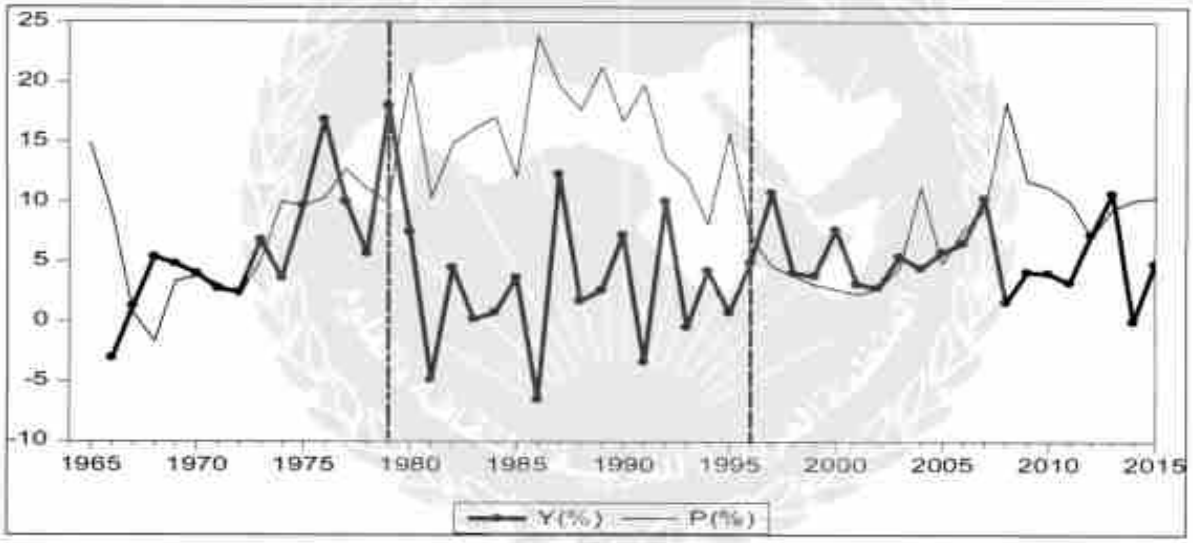
من الضروري رصد التطور الذي حدث في كل من معدل النمو الحقيقي في الناتج المحلي الإجمالي في مصر، وكذلك تطور معدل التضخم، تمهيدًا لتقدير الناتج الممكن وفجوة الناتج؛ لاستكشاف إلى أي مدى يمكن تفسير التضخم بالاعتماد على التغير في فجوة الناتج في الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة.

1- تطور النمو الاقتصادي والتضخم خلال الفترة (1965-2015):

يظهر الشكل رقم (1) التطور الذي حدث في التغير النسبي السنوي لكل من معدل التضخم P محسوبًا بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين بأسعار عام 2010، وكذلك التغير النسبي في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفعلي Y خلال الفترة نفسها.

شكل رقم (1)

التغير النسبي في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين P والناتج المحلي الإجمالي Y خلال الفترة (1965-2015) بأسعار 2010



المصدر: الأرقام محسوبة بمعرفة الباحث بالاعتماد على المصدر التالي:

IMF, international Financial Statistics, Various Issues.

بالنظر إلى الشكل رقم (1) نجد أنه التغير النسبي في الناتج المحلي الإجمالي يرتبط بعلاقة عكسية واضحة مع التغير النسبي في معدل التضخم، معبرًا عنه بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين، ويتضح ذلك جليًّا خلال الفترة المذكورة وخاصة خلال السنوات الممتدة من نهاية سبعينيات القرن العشرين حتى منتصف تسعينيات القرن ذاته، حيث صاحب الارتفاع النسبي في معدلات التضخم، حدوث انخفاض واضح في التغير النسبي للناتج المحلي الإجمالي. وهذا يعكس - إلى حد كبير - عدم قدرة السياسة النقدية بأدواتها المختلفة خلال

تلك الفترة على تقليل معدلات التضخم التي أثرت بالسلب على معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي.

2- تقدير فجوة الناتج:

يعتمد تقدير فجوة الناتج على التحديد الدقيق لمفهوم الناتج الممكن، والذي يعرف في الكثير من أدبيات الاقتصاد الكلي على أنه الطاقة الإنتاجية التي يمكن التوصل إليها في حالة الاستخدام الكامل لكل عوامل الإنتاج[23]. وبالتالي فإن أي انحراف عن قيمة الناتج الممكن، سواء بالزيادة أو النقصان سيتدخل الاقتصاد الكلي في حالة من الاختلال تنعكس في شكل ضغوط تضخمية أو انكماشية. وبالتالي فإن الناتج الممكن يعد مؤشرًا مرجعيًا لا مفرَّ من الاستعانة به عند صياغة العديد من السياسات الاقتصادية، وخاصة تلك المرتبطة بتقليل الآثار الناتجة عن حدَّة الدورات الاقتصادية، وما يستتبعها من آثار على المستوى العام للأسعار.

وهناك العديد من المنهجيات التي تسعى إلى تقدير قيمة الناتج الممكن، ويمكن تقسيمها إلى مجموعتين رئيستين، المجموعة الأولى تقدر الناتج الممكن من خلال تحليل مكونات السلسلة الزمنية للناتج الفعلي، وتقدير الاتجاه العام للسلسلة، مثل منهجية HP. أما المجموعة الثانية فيتم من خلالها تقدير الناتج الممكن بوصفه متغيرًا غير معلوم Unobserved، وتستخدم ما يعرف بمرشح «كالمان» Kalman Filter، ويعد تقدير الناتج الممكن بالاعتماد على تقدير دالة الإنتاج من أهم الأساليب المستخدمة لتقدير الناتج الممكن وفقًا لتلك المجموعة[24].

وتعتمد الدراسة الحالية في تقدير الناتج الممكن على استخدام مرشح HP الذي يتميز بأنه أسلوب إحصائي مبسط يتم من خلاله تمهيد Smoothing السلسلة الزمنية للمتغير وتحليل مكوناتها المختلفة. ويمكن عرض المعادلة

الرئيسة لمرشح HP على النحو التالي:

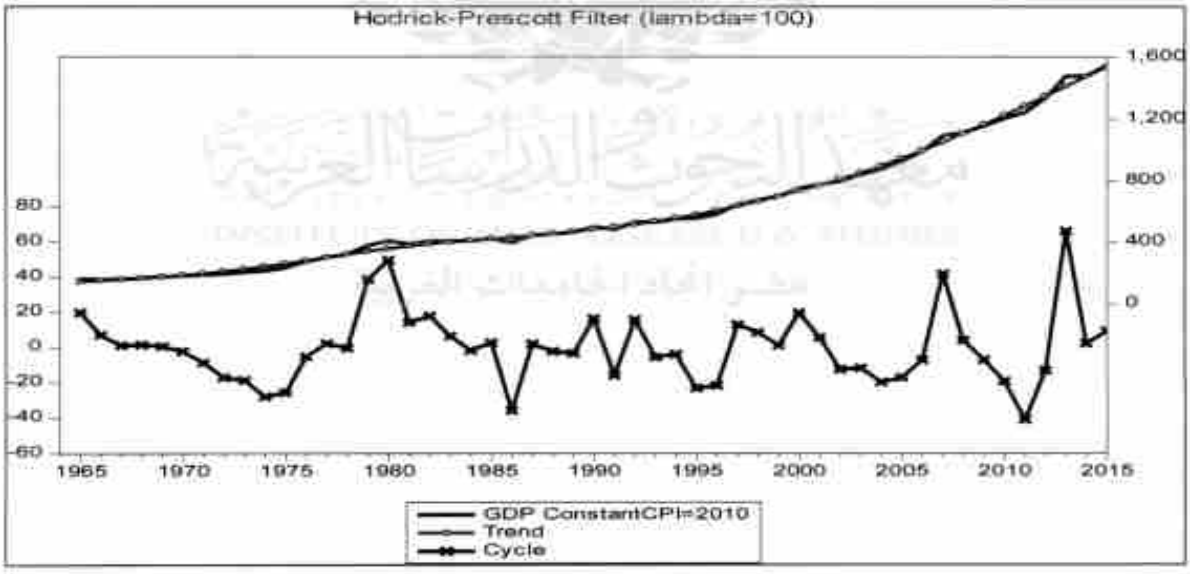
$$\min\left(\sum_{t=1}^{T}(x_t - z_t)^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}[(z_{t+1} - z_t) - (z_t - z_{t-1})]^2\right)$$

حيث يمثل $(x_t - z_t)^2$ مربع انحراف السلسلة x_t عن الاتجاه Trend الذي تمثله z_t، في حين يمثل $[(z_{t+1} - z_t) - (z_t - z_{t-1})]^2$ مربع انحراف الفرق الأول عن الفرق الثاني للاتجاه الذي تمثله z_t. أما λ فتمثل مضروبًا يحدد درجة تمهيد السلسلة ويأخذ قيمًا محددة مقترحة من قِبَل Hodrick-Prescott على حسب نوع البيانات؛ سنوية أم ربع سنوية أم شهرية.

ويوضح الشكل رقم (2) نتائج تطبيق مرشح HP على بيانات الناتج المحلي الإجمالي في مصر خلال الفترة من 1965 إلى 2015[25]. كما يعرض الشكل رقم (3) تطور الناتج المحلي الإجمالي الفعلي Y والممكن Yn خلال الفترة نفسها بناء على تقدير قيم الناتج الممكن خلال الفترة نفسها.

شكل رقم (2)

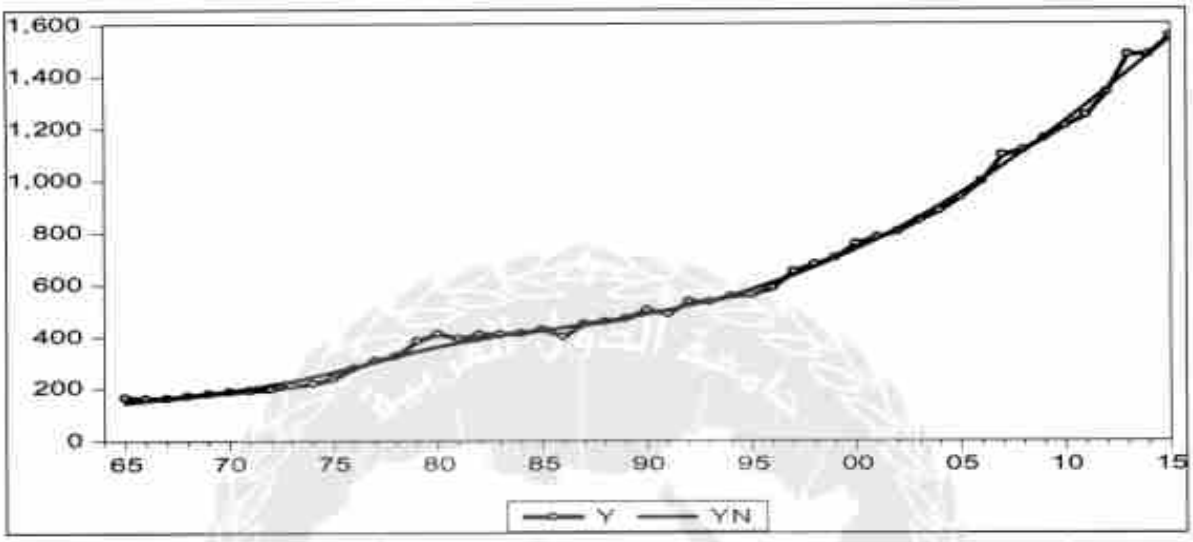
مكونات سلسلة الناتج المحلي الإجمالي وفقًا لمرشح HP، 2010=100



المصدر: الشكل من إعداد الباحث بالاستعانة ببرنامج E-Views 7

الشكل رقم(3)

تطور الناتج الفعلي Y، الناتج الممكن YN 2010=100



المصدر: الشكل من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الجدول رقم (1-1) بالملحق الإحصائي للدراسة.

خامسًا- خطوت ونتائج تطبيق منهجية (TY):

يمكن تتبع خطوات تطبيق منهجية (TY) بشيء من التفصيل على النحو التالي:

1- تحديد درجة تكامل كل من معدل التضخم، وفجوة الناتج:

يتضح من الجدول رقم (1) الذي يعرض نتائج اختبار Augmented Dickey Fuller- لجذر الوحدة، أن سلسلة فجوة الناتج مستقرة، أي متكاملة من الدرجة صفر I(0)، حيث كانت قيمة T- statistic أكبر من قيمة ADF statistic عند مستوى معنوية 5٪. في حين أن سلسلة معدل التضخم تحتاج إلى التعبير عنها بأخذ الفرق الأول First Difference لكي تصبح مستقرة، فقد أظهرت نتائج بيانات المستوى أن قيمة t test أقل من قيمة ADF عند مستوى معنوية 5٪. وعند التعبير عنها باستخدام الفرق الأول تجاوزت قيمة T- statistic قيمة ADF statistic عند مستوى معنوية 5٪. ومعنى ذلك أنها متكاملة من الدرجة الأولى

I(1). وبالتالي وفقًا لنموذج (TY)، يكون الحد الأقصى للتكامل مساويًا للواحد، أي إن $\mathbf{d_{max} = 1}$.

جدول رقم (1)

نتائج اختبار ديكي - فولر الموسع ADF

المتغير (ثابت وبدون اتجاه)	ADF statistic	Test Statistic	P-Value	درجة التكامل
معدل التضخم (المستوى)	-2.189836	-2.929734	0.2127	
معدل التضخم (الفرق الأول)	-10.73622	-2.929734*	0.0000	I(1)
فجوة الناتج (المستوى)	-5.388157	-2.936942*	0.0001	I(0)

المصدر: الجدول من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 7

* = significant at 5%.

2- تحديد العدد الأمثل لفترات الإبطاء Optimal Lag Length

هناك العديد من المعايير التي يمكن من خلالها تحديد العدد الأمثل لفترات الإبطاء التي يجب اتباعها في نموذج الانحدار الذاتي الاتجاهي، ويعرض الجدول رقم (2) فترات الإبطاء المثلى وفقًا لعدة معايير على النحو المبين.

جدول رقم (2)

فترات الإبطاء المثلى

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-61.43134	NA	0.070285	3.020540	3.103286	3.050870
1	-41.85079	36.36388	0.033485	2.278609	2.526848*	2.369598*
2	-37.17463	8.238939	0.032482	2.246411	2.660142	2.398060
3	-32.56187	7.687947	0.031674	2.217232	2.796455	2.429540
4	-26.35716	9.750260*	0.028724*	2.112246*	2.856961	2.385213

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views7

* indicates lag order selected by the criterion

يتضح من نتائج الجدول رقم (2) أن العدد الأمثل لطول فترات الإبطاء هو 4 فترات، حيث يشترك في اختياره ثلاثة معايير هي: LR، FPE، AIC من جملة ستة معايير. في حين اشترك معياران فقط في اختيار فترة إبطاء واحدة. وعلى ذلك فإن العدد الأمثل لفترات الإبطاء المستخدمة في النموذج سيكون أربع فترات إبطاء، أي إن قيمة $\mathbf{k = 4}$، وبالتالي فإنه وفقًا لنموذج (TY) سيضاف على عدد

فترات إبطاء، كل متغير فترة إضافية مقدارها $k + d_{max} = 4 + 1 = 5$. وعلى هذا النحو سيتم إجراء الانحدار بالصيغة الموسعة Augmented Vector Autoregression Model ، بإضافة فترة إبطاء خامسة لكل من معدل التضخم وفجوة الناتج.

3- إجراء الانحدار الذاتي الاتجاهي الموسع AVAR ونتائج اختبار السببية وفقًا لمنهجية (TY):

يتم في هذه الخطوة تطبيق المعادلتين (7)، (8) مع الأخذ في الاعتبار إضافة فترة إبطاء خامسة ليصبح عدد فترات الإبطاء: $k + d_{max} = 4 + 1 = 5$. ويطلق على نموذج الانحدار الذاتي الاتجاهي في هذه الحالة بالنموذج الموسع. والذي يمَكِّن وفقًا لـ نموذج (TY) من جعل نتائج اختبار Wald قابلة للاعتماد عليها في تحديد مدى وجود علاقة سببية بين المتغيرات. وتظهر نتائج تطبيق هذا النموذج في الجدول رقم (2-1) بالملحق الإحصائي في نهاية الدراسة. أما نتائج اختبار السببية وفقًا لنموذج (TY) فيختص بعرضها الجدول رقم (3).

وقد تم التأكد من أن نموذج AVAR لا يعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي Serial Correlation، وبالتالي فإن نتائجه لا تعاني من مشاكل التحيز، كما أن توزيع حدي الخطأ e_{1t} ، e_{2t} يتسم بأنه طبيعي.

جدول رقم (3)

اختبار السببية وفقًا لـ: Toda-Yamamoto

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Dependent variable: P			
Excluded	**Chi-sq**	**df**	**Prob.**
G	11.42042	4	0.0222
All	11.42042	4	0.0222
Dependent variable: G			
Excluded	**Chi-sq**	**df**	**Prob.**
P	2.599174	4	0.6270
All	2.599174	4	0.6270

المصدر: الجدول من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 7

ووفقًا لنتائج الجدول رقم (3) توجد علاقة سببية من اتجاه فجوة الناتج نحو التضخم، حيث يتسبب انحراف الناتج الفعلي عن الناتج الممكن في حدوث تضخم. فقد تم رفض فرض العدم عند مستوىٰ معنوية 5٪ بأن فجوة الناتج لا تتسبب في التضخم، في مقابل قبول الفرض البديل بأن فجوة الناتج تتسبب في التضخم، حيث إن قيمة P-Value كانت أقل من 5٪. حيث لم تظهر نتائج الجدول رقم (3) وجود علاقة سببية يتسبب من خلالها التضخم في حدوث انحراف للناتج الفعلي عن الناتج الممكن، أي حدوث فجوة في الناتج. فلم نتمكن وفقًا لقيمة P-Value، التي تجاوزت نسبة 5٪، من رفض فرض العدم والذي يقضي بأن التضخم لا يتسبب في حدوث فجوة الناتج.

سادسًا- نتائج الدراسة ومضامينها على مستوى السياسة النقدية:

يمكن أن تمارس السياسة النقدية دورًا مهمًّا في تحقيق الاستقرار السعري داخل الاقتصاد المصري، بشرط أن يتم تحري الدقة في مرحلة صياغتها. وإذا كان الهدف الرئيس للسلطة النقدية هو التحكم في معدلات التضخم، فإن ضمان النجاح في تحقيق هذا الهدف يتوقف علىٰ قدرة صانع السياسة النقدية علىٰ تحديد العوامل الحاسمة التي يترتب علىٰ تغيرها إحداث تغيير في المستوىٰ العام للأسعار.

وقد خلصت الدراسة إلىٰ أن انحراف الناتج الفعلي عن الناتج الممكن يؤثر علىٰ معدلات التضخم في مصر، وأظهرت نتائج اختبار العلاقة السببية بين كل من فجوة الناتج ومعدل التضخم، وجود علاقة سببية من اتجاه واحد تتسبب من خلالها فجوة الناتج في حدوث التضخم وليس العكس. وهذا يعني أن فجوة الناتج تعد متغيرًا تفسيريًّا يجب أن يتم الاسترشاد به ورصد تغيره وأخذه في الحسبان عند صياغة السياسة النقدية في مصر.

ومن ثَمَّ يجب على صانع السياسة النقدية أن يعطي أهمية كبرى لمفهوم الناتج الممكن وكيفية قياسه، وتحديد مدى انحراف الناتج الفعلي عنه؛ لأن ذلك يخدم السياسة النقدية في عدة أمور، يتمثل أولها في أن انحراف الناتج الفعلي عن الناتج الممكن يمكن أن يقدم تفسيرًا للتضخم الذي يعاني منه الاقتصاد المصري، ومن الضروري أن يعتمد صانع السياسة النقدية على ذلك في مرحلة تحديد العوامل التي تؤدي إلى هذا التضخم واستمراره. وثانيًا يجب على صانع السياسة النقدية أن يرصد بدقة وضع مدى الفجوة التي قد توجد بين الناتج الممكن والناتج الفعلي؛ لأن ذلك من شأنه أن يوفر له معلومات ذات أهمية تمكِّنه من استخدام الأدوات المناسبة في تقليل معدلات التضخم من ناحية، كما تضع حدودًا على قدرة السياسة النقدية على النجاح في تحقيق الاستقرار السعري من ناحية أخرى.

*

معهد البحوث والدراسات العربية
INSTITUTE OF ARAB RESEARCH AND STUDIES
نشر العلم والمعرفة العربية

الهـوامش

(1) Toda, H.Y. & Yamamoto (1995), Statistical inference in Vector Autoregressions with possibly integrated processes. Journal of Econometrics, Vol. 66, pp. 225-250.

(2) Engle, F. and C. W. J. Granger, (1987) Co-integration and error correction representation, estimation, and testing, Econometrica, No. 55. Pp. 251-276.

(3) Johansen, S., (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. Econometrica. Vol. 59, pp. 1551-1580.

(4) Pesaran, H. M. (1997) The role of economic theory in modeling the long-run, Economic Journal, Vol.107, pp. 178-191.

(5) Pesaran, H. M. and Y. Shin. (1995) Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis, DAE Working Paper Series, No. 9514, Department of Economics, University of Cambridge.

(6) Pesaran, M. H., Y. Shin and R. Smith. (2001) Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16, pp. 289-326.

(7) Hodrick, Robert; Prescott, Edward C. (1997). Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. Journal of Money, Credit, and Banking. Vol. 29, no.1, pp. 1–16.

(8) يراجع في ذلك الآتي:

- King, Robert G., and Mark W. Watson (1994). The postwar U.S. Phillips Curve: a revisionist econometric history. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy No. 4, 1 pp.57-219.
- Staiger, Douglas, James H. Stock, and Mark W. Watson (1997). «The NAIRU, unemployment and monetary policy. Journal of Economic Perspectives Vol. 11, pp. 33–49.
- Stock, James H., and Mark W.Watson (1999). Forecasting inflation. Journal of Monetary Economics, Vol. 44, pp. 293-335.

(9) Gordon, Robert J. (1998). Foundations of the goldilocks economy: supply shocks and the time-varying NAIRU. Brookings Papers on Economic Activity, pp. 297-333.

(10) Brayton, Flint, John M. Roberts, and John C. Williams (1999). "What's happened to the Phillips curve?" Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economics Discussion Paper No. 1999-49.

(11) يوجد العديد من الدراسات التي استخدمت فجوة الناتج بدلًا من فجوة معدل البطالة كمؤشر لتفسير معدلات التضخم. على سبيل المثال:

- Fisher, Paul G., Lavan Mahadeva, and John D. Whitley (1997). "The output gap and inflation-experience at the Bank of England". BIS Conference Papers No. 4, pp. 68-90.
- Gerlach, Stefan, and Frank Smets (1999). Output gaps and monetary policy in the EMU area. European Economic Review, vol. 43, pp. 801-812
- Kuttner, Kenneth N. (1994). "Estimating potential output as a latent variable. Journal of Business and Economic Statistics, vol. 12, pp. 361-368.
- Orphanides, Athanasios,and Simon van Norden (2005). The reliability of inflation forecasts based on output gap estimates in real time. Journal of Money, Credit, and Banking, vol. 37, pp. 583-601.

(12) Atkeson, Andrew, and Lee E. Ohanian (2001). Are Phillips Curves useful for forecasting inflation? Quarterly Review (Federal Reserve Bank of Minneapolis) Vol. 25, pp. 2-11.

(13) Engle, F. and C. W. J. Granger, (1987) Co-integration and error correction representation, estimation, and testing. op.cit., pp. 251-276.

(14) Johansen, Soren, and Katarina Juselius. (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 52, pp. 169-210.

(15) Johansen, S., (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, op.cit., pp. 1551-1580.

(16) Alimi, Santos R. and Chris C. Ofonyelu (2013).Toda-Yamamoto Causality Test between Money Market Interest Rate and Expected Inflation: the Fisher Hypothesis Reviesed, European Scientific Journal, Vol.9, No.7,pp. 125 – 142.

(17) Granger, C. W. J. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. Econometrica, vol. 37, pp. 424- 38.

(18) Engle, F. and C. W. J. Granger, (1987) Co-integration and error correction representation, estimation, and testing. op.cit., pp. 251-276.

(19) Johansen, S., (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, op.cit., pp. 1551-1580.

(20) Pesaran, H. M. (1997) The role of economic theory in modeling the long-run, op.cit., pp. 178-191.

(21) Marashdeh, Hazem.(2005) Stock market integration in the MENA region: an application of the ARDL bounds testing approach, University of Wollongong Economics Working Paper Series, No.05-27. P. 2.

(22) Atkeson, Andrew, and Lee E. Ohanian (2001). "Are Phillips Curves useful for forecasting inflation?" Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, vol. 25, pp. 2-11.

(23) Hauptmeier, S. et al., 2009, Projecting potential output, ZEW Economic Studies, European Economic Research (ZEW), Germany p. 1.

(24) للمزيد حول المنهجيات المختلفة لتقدير الناتج الممكن، يمكن الإفادة من الدراسات التالية:

- Akinboade, O. A., 2005, «Some estimates of potential output and the output gap for South Africa,» Journal Studies in Economics and Econometrics, vol. 29 (1), pp. 15–28.
- Arora, V., and A. Bhundia, 2003, «Potential output and total factor productivity growth in Post-Apartheid South Africa,» IMF Working Paper No. 03/178 (Washington: International Monetary Fund).
- Cerra, V., and S. Saxena, 2000, «Alternative methods of estimating potential output and the output gap: an application to Sweden,» IMF Working Paper 00/59 (Washington: International Monetary Fund).
- Du Toit, C. B., and E. Moolman, 2003, «Estimating potential putput and capacity utilization for the South African economy,» South African Journal of Economics, Vol. 71 (1), pp. 96–118.

(25) يحتوي الجدول رقم (1-1) في الملحق الإحصائي للدراسة على تقديرات الناتج الممكن وكذلك فجوة الناتج خلال الفترة (1965-2015).

المصادر والمراجع

1- Akinboade, O. A., 2005, «Some Estimates of Potential Output and the Output Gap for South Africa,» Journal Studies in Economics and Econometrics, Vol. 29 (1), pp. 15–28.

2- Alimi, Santos R. and Chris C. Ofonyelu (2013).Toda-Yamamoto Causality Test between Money Market Interest Rate and Expected Inflation: the Fisher Hypothesis Reviesed, European Scientific Journal, Vol.9, No.7,pp. 125 – 142.

3- Arora, V., and A. Bhundia, 2003, «Potential Output and Total Factor Productivity Growth in Post-Apartheid South Africa,» IMF Working Paper No. 03/178 (Washington: International Monetary Fund).

4- Atkeson, Andrew, and Lee E. Ohanian (2001). «Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?» Quarterly Review (Federal Reserve Bank of Minneapolis)Vol. 25, pp. 2-11.

5- Brayton, Flint, John M. Roberts, and John C. Williams (1999). «What's Happened to the Phillips Curve?» Board of Governors of the Pederal Reserve System Finance and Economics Discussion Paper No. 1999-49.

6- Cerra, V., and S. Saxena, 2000, «Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden,» IMF Working Paper 00/59 (Washington: International Monetary Fund).

7- Du Toit, C. B., and E. Moolman, 2003, «Estimating Potential Output and Capacity Utilization for the South African Economy,» South African Journal of Economics, Vol. 71 (1), pp. 96–118.

8- Engle, F. and C. W. J. Granger, (1987) Co-integration and error correction representation, estimation, and testing,Econometrica, No. 55. Pp. 251-276.

9- Fisher, Paul G., LavanMahadeva, and John D. Whitley (1997). «The Output Gap and Inflation-Experience at the Bank of England.» BIS Conference Papers No. 4, pp. 68-90.

10- Granger, C. W. J. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods, Econometrica, vol. 37, pp. 424- 38

11- Gerlach, Stefan, and Frank Smets (1999). Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area. European Economic Review Vol. 43, pp. 801-812.

12- Gordon, Robert J. (1998). Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU. Brookings Papers on Economic Activity, pp. 297-333.

13- Hauptmeier, S. et al., 2009, Projecting Potential Output, Zew Economic Studies, European Economic Research (ZEW), Germany

14- IMF, International Financial Statistics, Various Issues.
15- Johansen, S., (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. Econometrica. Vol. 59, pp. 1551-1580.
16- Johansen, Soren, and Katarina Juselius. (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money,Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 52, pp. 169-210.
17- King, Robert G., and Mark W. Watson (1994). The Postwar U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy No. 4, 1 pp.57-219.
18- Kuttner, Kenneth N. (1994). «Estimating Potential Output as a Latent Variable. Journal of Business and Economic Statistics Vol. 12, pp. 361-368.
19- Marashdeh, Hazem.(2005)Stock Market Integration in the MENA Region: An Application of the ARDL Bounds Testing Approach, University of Wollongong Economics Working Paper Series, No.05-27. P. 2.
20- Orphanides, Athanasios,and Simon van Norden (2005). The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimates in Real Time. Journal of Money, Credit, and Banking Vol. 37, pp. 583-601.
21- Pesaran, H. M. (1997) The Role of Economic Theory in Modeling the Long-run, Economic Journal, Vol.107, pp. 178-191.
22- Pesaran, H. M. and Y. Shin. (1995) Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis, DAE Working Paper Series, No. 9514, Department of Economics, University of Cambridge.
23- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. Smith. (2001) Bounds Testing approaches to the Analysis of Level Relationships, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16, pp. 289-326.
24- Staiger, Douglas, James H. Stock, and MarkW. Watson (1997). «The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy.» Journal of Economic Perspectives Vol. 11, pp. 3349.
25- Stock, James H., and Mark W.Watson (1999). Forecasting Inflation. Journal of Monetary Economics, Vol. 44, pp. 293-335.
26- Toda, H.Y. & P.C.B. Phillips (1994) ,Vector Autoregressions and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study, Econometric Reviews Vol. 13, pp. 259-285.
27- Toda, H.Y. & Yamamoto (1995), Statistical inference in Vector Autoregressions with possibly integrated processes. Journal of Econometrics, Vol. 66, pp. 225-250.

*

الملحق الإحصائي

جدول رقم (1-1)

الناتج المحلي الإجمالي، والناتج الممكن، وفجوة الناتج،
والرقم القياسي للمستهلكين في مصر بأسعار 2010

T	Y	Yn*	G*	P
1965	165.279	145.448	19.831	1.416
1966	160.242	153.149	7.093	1.544
1967	162.283	161.049	1.234	1.555
1968	171.055	169.416	1.639	1.529
1969	179.282	178.532	0.749	1.581
1970	186.468	188.696	-2.228	1.640
1971	191.590	200.212	-8.622	1.692
1972	196.260	213.364	-17.104	1.727
1973	209.650	228.348	-18.698	1.816
1974	217.216	245.191	-27.975	1.998
1975	238.188	263.632	-25.543	2.191
1976	278.351	283.529	-5.177	2.417
1977	306.266	303.887	2.379	2.724
1978	323.668	324.057	-0.389	3.026
1979	381.993	343.316	38.677	3.326
1980	410.535	360.934	49.600	4.018
1981	390.705	376.572	14.133	4.433
1982	408.262	390.383	17.879	5.090
1983	409.065	402.664	6.401	5.909
1984	412.193	413.888	-1.696	6.915
1985	727.376	424.596	2.780	7.752
1986	399.439	435.309	-35.870	9.602
1987	448.657	446.576	2.081	11.494
1988	456.336	458.589	-2.253	13.524
1989	468.264	471.559	-3.295	16.399
1990	502.103	485.675	16.428	19.147
1991	485.185	501.094	-15.909	22.928
1992	533.869	518.136	15.733	26.055
1993	531.414	536.963	-5.549	29.205
1994	554.033	557.893	-3.860	31.587
1995	558.003	581.190	-23.188	36.559
1996	585.406	607.079	-21.673	39.186
1997	648.551	635.552	12.999	40.999
1998	674.856	666.385	8.471	42.587

T	Y	Yn*	G*	P
1999	700.711	699.485	1.225	43.898
2000	754.496	734.843	19.654	45.076
2001	778.098	772.460	5.638	46.100
2002	800.018	812.538	-12.520	47.361
2003	843.496	855.331	-11.835	49.496
2004	881.163	900.972	-19.808	55.075
2005	932.359	949.471	-17.112	57.757
2006	993.535	1000.644	-7.109	62.172
2007	1095.846	1054.133	41.713	67.966
2008	1113.599	1109.511	4.088	80.415
2009	1159.617	1166.768	-7.151	89.875
2010	1206.611	1225.932	-19.321	99.999
2011	1245.856	1286.964	-14.108	110.053
2012	1336.493	1349.627	-13.134	117.887
2013	1479.378	1413.277	66.101	128.995
2014	1479.380	1477.137	2.243	142.082
2015	1550.446	1541.090	9.356	156.798

Source: IMF, International Financial Statistics, Various Issues.

• أرقام الناتج الممكن، وفجوة الناتج، محسوبة بمعرفة الباحث، بالاعتماد على مرشح: Hodrick-Prescott.

جدول رقم (1-2)

نتائج تطبيق نموذج AVAR

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ].

	P	G
P(-1)	0.368031	0.000959
	(0.16355)	(0.00153)
	[2.25026]	[0.62763]
P(-2)	0.528609	-0.000209
	(0.17431)	(0.00163)
	[3.03255]	[-0.12850]
P(-3)	0.119360	0.001390
	(0.17712)	(0.00165)
	[0.67391]	[0.84011]
P(-4)	0.116511	-0.001802
	(0.17033)	(0.00159)
	[0.68402]	[-1.13217]
G(-1)	-50.99791	0.395436
	(19.1657)	(0.17909)
	[-2.66090]	[2.20809]

	P	G
G(-2)	25.94324	0.133517
	(20.4003)	(0.19062)
	[1.27171]	[0.70043]
G(-3)	40.43961	0.187108
	(19.7686)	(0.18472)
	[2.04565]	[1.01294]
G(-4)	-3.772014	-0.330059
	(19.8056)	(0.18506)
	[-0.19045]	[-1.78348]
C	1.941050	-0.018030
	(1.58745)	(0.01483)
	[1.22275]	[-1.21549]
P(-5)	-0.316417	0.001102
	(0.15094)	(0.00141)
	[-2.09630]	[0.78143]
G(-5)	-40.12271	-0.242715
	(18.9849)	(0.17740)
	[-2.11340]	[-1.36821]
R-squared	0.673822	0.589239
Adj. R-squared	0.565096	0.452319
Sum sq. resids	417.4818	0.036451
S.E. equation	3.730424	0.034857
F-statistic	6.197439	4.303523
Log likelihood	-105.7502	85.84339
Akaike AIC	5.695131	-3.650897
Schwarz SC	6.154870	-3.191158
Mean dependent	11.32513	-0.004551
S.D. dependent	5.656680	0.047101
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.016814
Determinant resid covariance		0.009002
Log likelihood		-19.79243
Akaike information criterion		2.038655
Schwarz criterion		2.958133

● ○ ●

جامعة الدول العربية
معهد البحوث والدراسات العربية